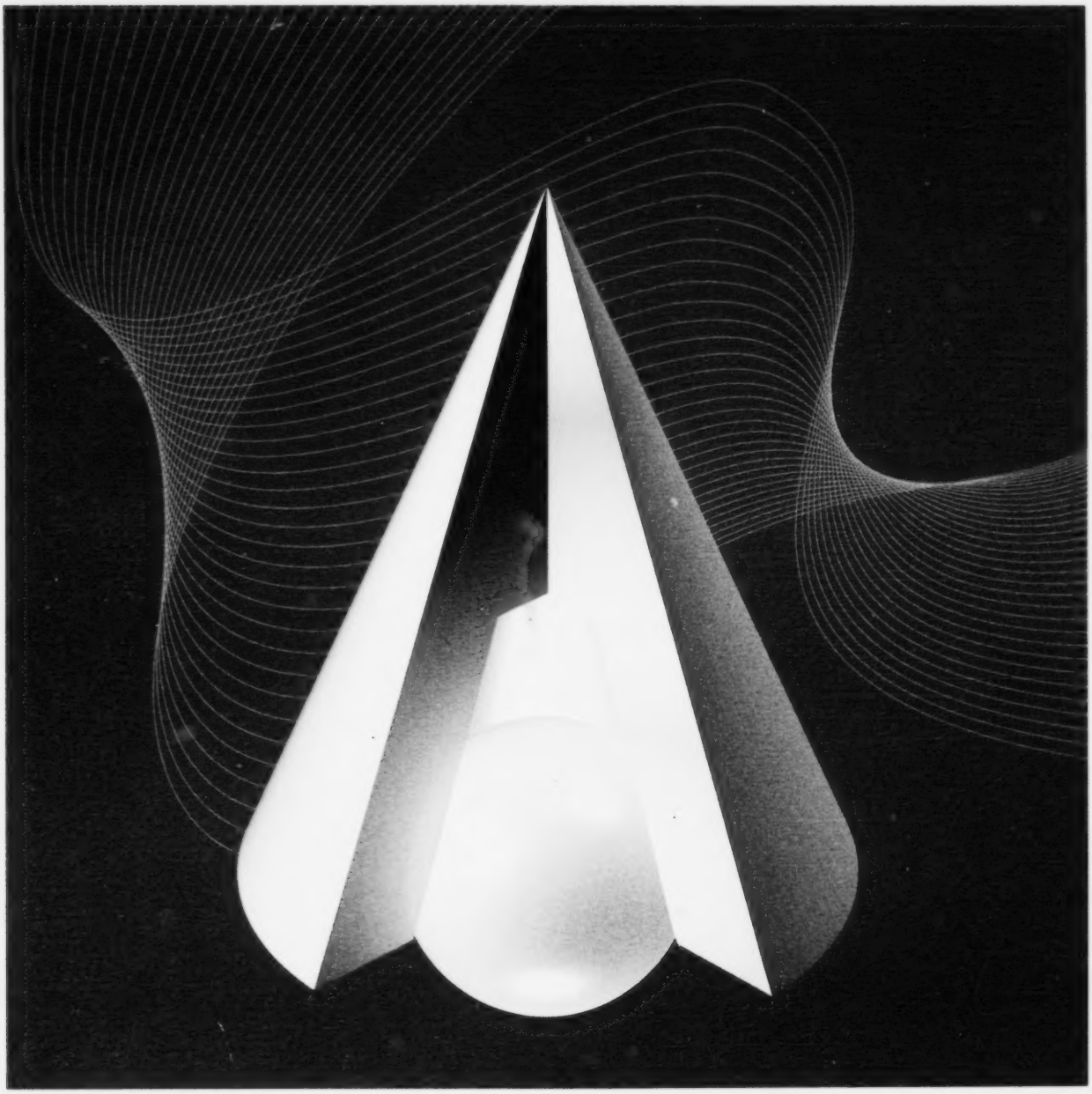
Documents de recherche

Études analytiques

L'évolution du rôle de l'éducation dans le choix du conjoint : homogamie éducationnelle au Canada et aux États-Unis depuis les années 1970

Par Feng Hou et John Myles

N° 299



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

Études analytiques
Documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche réalisés par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires, critiques et suggestions. La liste des titres figure à la fin du document.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ces documents peuvent être téléchargés à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.ca.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
613-951-1804
613-951-1667

2008-02756/

L'évolution du rôle de l'éducation dans le choix du conjoint : homogamie éducationnelle au Canada et aux États-Unis depuis les années 1970

par Feng Hou* et John Myles**

11F0019 N° 299
ISSN : 1205-9153
ISBN : 978-0-662-09351-0

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-H, immeuble R.-.H.-Coats, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa K1A 0T6
*Statistique Canada 613-951-4337
** Université de Toronto et Statistique Canada 613-951-1656
Télécopieur : 613-951-5403
Courriel : feng.hou@statcan.ca
john.myles@utoronto.ca

Ce document peut être consulté sur Internet : www.statcan.ca

Mai 2007

Nous tenons à remercier M^me^ Dana Hamplova de ses commentaires importants sur une version antérieure du présent document.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2007

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre autorisation de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is also available in English (catalogue No. 11F0019MIE, No. 299).

Note de reconnaissance :
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

Résumé 3

Sommaire exécutif 4

1. Introduction 6

2. Revue de la littérature : l'homogamie éducationnelle a-t-elle évolué? 7

3. Tantôt visible, tantôt invisible : mesure de la variation de l'homogamie éducationnelle 11

   3.1 Groupes de niveaux d'études 11
   3.2 Premiers mariages par rapport à l'ensemble des mariages et cohortes réelles par rapport aux cohortes synthétiques 14
   3.3 Mesure des variations hétérogènes et globales de l'homogamie à l'aide de modèles log-linéaires 16

4. Sour ces de données 20

5. Résultats 21

   5.1 Variations des taux absolus : l'homogamie éducationnelle chez les personnes mariées 21
   5.2 Variations des taux relatifs 27

6. Conclusion 32

Annexe A Tendances de l'homogamie éducationnelle dans les premiers mariages nouvellement contractés 39

Bibliographie 43

Résumé

La question de savoir si les taux relatifs de mariages homogames ou assortatifs augmentent dans les démocraties riches fait l'objet d'une importante controverse. Premièrement, nous montrons que les résultats empiriques conflictuels qui alimentent le débat sont souvent un artéfact d'autres stratégies méthodologiques utilisées pour répondre à la question. Puis, en nous appuyant sur les données de recensement comparables pour le Canada et les États-Unis, nous examinons les tendances au chapitre de l'homogamie éducationnelle et du mariage de personnes de niveaux d'études différents au moyen de modèles log-linéaires pour tous les mariages chez les jeunes adultes de moins de 35 ans au cours de trois décennies. Nos résultats montrent une augmentation non ambiguë de l'homogamie éducationnelle, soit la tendance des personnes à épouser des personnes de même niveau d'études, dans les deux pays depuis les années 1970 sans signe du revirement dans les niveaux de mariage de personnes de niveaux d'études différents dont ont fait état certaines études comparatives antérieures. Les niveaux d'homogamie maritale à la hausse sont attribuables à la diminution des mariages de personnes de niveaux d'études différents aux deux extrémités de la distribution des niveaux. Toutefois, si les tendances pour les hommes et les femmes sont fort semblables au Canada, elles diffèrent sensiblement aux États-Unis. En effet, aux États-Unis, l'augmentation globale de l'homogamie maritale est contrebalancée en partie par une tendance plus marquée chez les femmes ayant fait des études collégiales partielles à épouser un homme de niveau inférieur dans la hiérarchie éducationnelle. Au Canada, le seul signe d'affaiblissement de la tendance à une plus grande homogamie éducationnelle est une légère augmentation des mariages d'hommes et de femmes ayant fait des études universitaires avec des personnes de niveaux d'études différents durant les années 1990.

Mots-clés : homogamie éducationnelle, mariage de personnes de niveaux d'études différents, modèles log-linéaires

Sommaire exécutif

L'homogamie éducationnelle, c'est-à-dire la tendance au mariage entre hommes et femmes de même niveau d'études, a d'importantes répercussions sur le plan de la stratification sociale, de l'inégalité du revenu des familles et de la mobilité intergénérationnelle. Alors que les niveaux *absolus* d'homogamie éducationnelle affichent une hausse sans ambiguïté, la question de savoir si les taux *relatifs* d'homogamie éducationnelle nets de la variation de la composition des maris et des femmes selon le niveau d'études sont également à la hausse fait l'objet de controverse dans les ouvrages spécialisés. La variation des taux relatifs montre si l'importance du niveau d'études dans le choix du conjoint croît ou décroît.

Dans ce document, nous tâchons de répondre à trois questions. En premier lieu, quelle est la tendance globale du taux relatif de l'homogamie maritale éducationnelle au Canada et aux États-Unis au cours des trois décennies allant du début des années 1970 à la fin du siècle? En deuxième lieu, les personnes très instruites sont-elles plus susceptibles maintenant que dans le passé d'épouser une personne de même niveau d'études ou de niveau inférieur et les personnes peu instruites sont-elles plus susceptibles que dans le passé d'épouser des personnes de même niveau d'études ou de niveau supérieur? En troisième lieu, les tendances en matière d'homogamie éducationnelle diffèrent-elles dans le cas des femmes et des hommes étant donné que l'augmentation rapide du niveau d'études des femmes par rapport à celui des hommes laisse supposer une *diminution* des possibilités pour les femmes d'épouser des hommes plus instruits mais une *augmentation* des possibilités pour les hommes d'épouser des femmes plus instruites?

Notre analyse des mariages chez les jeunes adultes montre que le niveau global des taux d'homogamie éducationnelle tant absolus que relatifs a augmenté de façon non ambiguë dans les deux pays au cours des trois décennies à l'étude. Au Canada, 54 % des couples avaient le même niveau d'études en 2001, ce qui représente une hausse par rapport à 42 % en 1971. Aux États-Unis, environ 55 % des couples mariés étaient composés de personnes de même niveau d'études en 2000, en hausse par rapport à 49 % en 1970. Ces tendances globales sont attribuables principalement aux variations de l'association entre les niveaux d'études des maris et ceux des femmes plutôt qu'aux variations de l'offre relative de partenaires plus et moins instruits. Au Canada, la variation de l'association, nette des variations des distributions des niveaux d'études des femmes et des maris, contribue pour près de 10 points de pourcentage à l'augmentation de 12 points de pourcentage de l'homogamie éducationnelle entre 1971 et 2001. Aux États-Unis, la variation de l'association contribue pour 4 points de pourcentage à l'augmentation de 6 points de pourcentage.

Dans l'un et l'autre pays, les mariages entre personnes de niveaux d'études différents ont lieu principalement entre personnes aux niveaux d'études similaires, c'est-à-dire l'un se situant juste en dessous ou au-dessus de l'autre, et un écart de plus d'un niveau est relativement rare. Par conséquent, les changements sur le plan des mariages de personnes de niveaux d'études similaires dominent les tendances globales en matière d'homogamie éducationnelle.

L'augmentation de l'homogamie éducationnelle est attribuable principalement à des changements aux niveaux supérieur et inférieur de la hiérarchie éducationnelle.

La diminution des mariages entre titulaires d'un diplôme universitaire et personnes moins instruites est un facteur important dans l'un et l'autre pays. Le taux relatif de mariages entre personnes titulaires d'un diplôme universitaire et personnes ayant fait des études postsecondaires partielles seulement a chuté de 38 % au Canada et de 45 % aux États-Unis. Alors que les tendances au Canada sont assez semblables pour les hommes et pour les femmes, la baisse aux États-Unis est presque entièrement attribuable à la diminution des mariages d'hommes ayant fait des études universitaires avec des femmes moins instruites.

De même, la cote exprimant la possibilité de mariage entre diplômés du secondaire et personnes sans diplôme d'études secondaires a chuté de 30 % aux États-Unis et de 58 % au Canada. Ce profil est le même pour les hommes et pour les femmes au Canada tandis qu'aux États-Unis la baisse est limitée en grande partie aux hommes.

Deux exceptions importantes à la tendance générale à l'augmentation de l'homogamie s'observent. La première est une augmentation des mariages entre femmes ayant fait des études postsecondaires partielles et hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires aux États-Unis. La deuxième est une faible augmentation durant les années 1990 des mariages avec des personnes de niveaux d'études différents chez les diplômés universitaires de sexe masculin et de sexe féminin au Canada et chez les diplômées universitaires de sexe féminin aux États-Unis, ce qui donne à penser que les niveaux d'homogamie éducationnelle chez les personnes plus instruites se stabilisent peut-être.

1. Introduction

L'inégalité de la distribution des revenus du marché entre les familles s'est accentuée dans la plupart des nations riches au cours des 25 dernières années (Kenworthy, 2004) et l'augmentation des taux d'homogamie maritale, c'est-à-dire la tendance des hommes et femmes aux gains élevés à épouser d'autres hommes et femmes aux gains élevés, est mentionnée de plus en plus souvent comme l'un des principaux facteurs qui sous-tendent cette tendance (Esping-Andersen, 2007; Kenworthy, 2004). À mesure que l'activité sur le marché du travail et les niveaux d'études des femmes augmentent, la corrélation entre les gains des maris et des femmes augmente également (Hyslop, 2001; Fortin et Schirle, 2006), reflétant le fait que les hommes et les femmes instruits ont tendance à épouser des personnes instruites, créant ainsi des familles dont les gains sont élevés et pour lesquelles les risques de chômage sont faibles. Les couples moins instruits ont des salaires plus faibles et les deux partenaires sont beaucoup plus susceptibles de connaître des périodes sans emploi.

Tandis que les niveaux *absolus* d'homogamie éducationnelle ont augmenté sans ambiguïté, la question de savoir si les taux *relatifs* d'homogamie éducationnelle nets de la variation de la composition des maris et des femmes selon le niveau d'études a augmenté également a fait l'objet de controverse (voir le tableau 1)[1]. La variation des taux *absolus* d'endogamie ou d'exogamie éducationnelle revêt un intérêt lorsque la question porte sur les *effets* de l'homogamie éducationnelle sur les résultats tels que l'inégalité des gains des familles (Goldthorpe, 1987). Toutefois, si la variation des profils d'union conjugale est entièrement exogène au processus de choix du conjoint (c.-à-d. si ce choix est entièrement le résultat de variations des distributions marginales des niveaux d'études des hommes et des femmes), la nature de la question change complètement. Si la part croissante des hommes ayant fait des études universitaires mariés à des femmes ayant fait des études universitaires est attribuable principalement à la part croissante des femmes titulaires d'un diplôme universitaire, par exemple, la seule tâche qui reste est celle d'expliquer l'augmentation du niveau d'études chez les femmes. Les variations des taux relatifs, par contre, montrent si le rôle du niveau d'études dans le choix du conjoint croît ou décroît en importance.

---

1. L'analyse de l'homogamie éducationnelle a été modélisée de façon plus ou moins consciente conformément aux études traditionnelles de l'héritage professionnel intergénérationnel saisi par la classification croisée d'une distribution ordonnée de façon hiérarchique de professions exercées par une génération d'adultes et de celle de la génération des parents (généralement des pères). Les questions d'intérêt dans les études de la mobilité sociale sont celles de savoir si les sociétés sont plus ou moins « fluides » ou « ouvertes » que dans le passé, si certaines limites des classes sont plus perméables que d'autres ou si certaines sociétés sont plus ouvertes que d'autres. D'emblée, les chercheurs ont reconnu que, lorsque les distributions marginales de tels tableaux ne sont pas identiques, un certain degré de mobilité s'affiche nécessairement; tout simplement, il est arithmétiquement impossible pour tous les cas dans le tableau de se situer sur la diagonale (Goldthorpe, 2000). De même, la quantité absolue de mobilité évolue au fur et à mesure que certaines professions perdent du terrain tandis que d'autres prennent de l'importance. Pour examiner cette question, les chercheurs s'intéressant à la mobilité ont utilisé les rapports des cotes et l'analyse log-linéaire pour établir la distinction entre les taux de mobilité *absolus* (les taux globaux indiqués dans un tableau de pourcentages) et les taux de mobilité *relatifs*, les rapports des cotes qui définissent l'association entre les origines et les destinations professionnelles, nette des changements ou différences dans la distribution marginale des professions. Tant les méthodes (rapports des cotes, analyse log-linéaire) que les métaphores (taux absolus par rapport à relatifs, « ouverture », « perméabilité ») des études portant sur la mobilité sociale sont devenues monnaie courante dans les analyses de l'homogamie maritale.

Dans ce document, nous tâchons de répondre à trois questions. Premièrement, quelle est la tendance globale du taux relatif de l'homogamie maritale éducationnelle au Canada et aux États-Unis au cours des trois décennies allant du début des années 1970 à la fin du siècle? Comme la tendance moyenne peut masquer des changements compensateurs à différents niveaux de la hiérarchie éducationnelle, toutefois, nous examinons également les tendances des principales sous-composantes de cette hiérarchie[2]. Deuxièmement, les personnes très instruites sont-elles plus susceptibles maintenant que dans le passé d'épouser une personne de même niveau d'études ou de niveau inférieur? Les personnes moins instruites sont-elles plus susceptibles que dans le passé d'épouser une personne de même niveau d'études ou de niveau supérieur? Enfin, nous examinons les caractéristiques particulières au sexe de ces tendances. Comme l'augmentation rapide du niveau de scolarité des femmes par rapport aux hommes laisse supposer une *diminution* des possibilités pour les femmes d'épouser des hommes plus instruits mais une *augmentation* des possibilités pour les hommes d'épouser des femmes plus instruites, nous examinons comment ces tendances diffèrent chez les hommes et chez les femmes.

Comparativement aux études antérieures, notre approche est similaire en esprit à celle de Schwartz et Mare (2005) qui examinent nos deux premières questions dans le contexte des États-Unis mais ne vérifient pas les asymétries entre hommes et femmes dans les tendances en matière d'homogamie et de mariage entre personnes de niveaux d'études différents. Paradoxalement, nous en arrivons à la conclusion que l'hypothèse de la symétrie entre les hommes et les femmes donne un ajustement raisonnable pour les données canadiennes mais non pour les données américaines, conclusion qui modifie notre conception des tendances globales. Bien que notre analyse ne porte pas de façon importante sur cette question, nous mettons en doute l'affirmation de ces chercheurs que les taux d'homogamie aux États-Unis ont baissé durant la période allant des années 1940 aux années 1960.

Le document est organisé de la façon suivante. La section 2 donne un aperçu des débats récents sur les taux relatifs d'homogamie éducationnelle et des résultats empiriques qui ont alimenté ces discussions. À la section 3, nous réglons une série de problèmes méthodologiques liés à la mesure de l'homogamie éducationnelle et nous exposons la justification des stratégies méthodologiques adoptées ici. À la section 4, nous décrivons nos données et à la section 5, nous présentons nos résultats. À la section 6, nous donnons nos conclusions.

2. *Revue de la littérature : l'homogamie éducationnelle a-t-elle évolué?*

Comme l'observent Halpin et Chan (2003), le niveau d'instruction a toujours été un facteur dans le choix du conjoint ou partenaire dans les sociétés modernes. Les écoles et les universités fournissent les contextes dans lesquels les jeunes se rencontrent et favorisent chez eux une communauté de goûts en matière culturelle et de mode de vie. Les sociétés postindustrielles sont susceptibles de renforcer pareilles tendances pour de nombreuses raisons. Les possibilités pour les hommes instruits de rencontrer des femmes instruites se sont multipliées en raison de l'augmentation des niveaux d'études postsecondaires chez les femmes au cours des dernières décennies. Puisque les lieux de travail comprennent habituellement des employés aux niveaux

2. Étant donné que les mariages entre personnes de niveaux d'études différents ont lieu principalement entre personnes de niveaux similaires, une diminution de ces mariages au sommet de la hiérarchie éducationnelle ne correspond pas nécessairement à une diminution de ces mariages à l'extrémité inférieure de la distribution des niveaux d'études.

d'études semblables mais sont de plus en plus caractérisés par un effectif mixte, hommes et femmes, ils fournissent également de nouveaux endroits où rencontrer un conjoint éventuel ayant un niveau d'études similaire (Oppenheimer, 1994). En outre, la participation des femmes au marché du travail et l'écart croissant sur le plan des gains entre les travailleurs plus et moins instruits constituent sans doute pour les hommes (et pour les femmes) une plus forte incitation économique à choisir un partenaire très instruit (Kalmijn, 1998).

La plupart des études qui portent plus particulièrement sur les États-Unis et le Canada font état d'une augmentation de l'homogamie éducationnelle du début du XX^{e} siècle jusque vers la fin des années 1960 (mais voir Schwartz et Mare, 2005). Toutefois, les résultats des études des tendances depuis lors sont loin d'être uniformes (tableau 1). Kalmijn (1991a, 1991b) conclut à une augmentation progressive de l'homogamie éducationnelle aux États-Unis au cours de la période allant des années 1930 aux années 1980. Ultee et Luijkx (1990) constatent une légère augmentation de l'homogamie éducationnelle aux États-Unis et une légère diminution au Canada jusqu'à la fin des années 1970, bien que dans l'un et l'autre cas la variation ne soit pas statistiquement significative. Selon Qian et Preston (1993) et Qian (1998), l'homogamie éducationnelle aurait augmenté durant les années 1980 aux États-Unis. Schoen et Cheng (2006) constatent que l'homogamie éducationnelle a augmenté en Caroline du Nord au cours des années 1970 et 1980. Selon Raymo et Xie (2000), l'homogamie éducationnelle était stable aux États-Unis du début des années 1970 jusqu'à la fin des années 1980. Mare (1991) conclut que l'homogamie éducationnelle a augmenté entre les années 1930 et 1970, puis s'est stabilisée ou a même diminué au cours des années 1980. Schwartz et Mare (2005), par contre, en arrivent à la conclusion que l'homogamie aux États-Unis a diminué entre les années 1940 et 1960, puis a augmenté entre les années 1960 et la fin du siècle.

Tableau 1 Aperçu des études importantes portant sur l'évolution de l'homogamie éducationnelle aux États-Unis et au Canada, 1990 à 2006

Études	Groupes de niveaux d'études	Population cible	Cohortes de changement	Stratégies de modélisation	Sources de données	Taille de l'échantillon	Conclusion
Ultee et Luijkx, 1990	4 niveaux. États-Unis : < 9e, 9e à 11e, 12e année, collège. Canada : < 9e, 9e à 13e année, études universitaires partielles, diplôme universitaire	États-Unis : tous les mariages comprennent des hommes de 20 à 64 ans. Canada : tous les mariages	Cohortes de mariage chevauchantes	Modèles log-linéaires : paramètres d'étape (distance)	Canada : Recensements de 1971 et 1981; États-Unis : CPS[1] de 1962 et 1973, GSS[2] de 1982 à 1985	Modifiée à 1 000 mariages par période/pays	Légère diminution de l'homogamie au Canada, augmentation aux États-Unis
Kalmijn, 1991	5 niveaux : < 9e, 9e à 11e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4+ ans d'études collégiales	Couples mariés dans les 10 années qui suivent	Cohortes de mariage réelles	Modèles log-linéaires : paramètres de distance et diagonaux	OCG[3] de 1962 et 1973	2 400 à 5 000 couples par période	Augmentation de l'homogamie
Kalmijn, 1991	4 niveaux : < 12e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4+ ans d'études collégiales	Couples mariés, premier mariage	Cohortes de mariage chevauchantes	Modèles log-linéaires : paramètres de quasi-symétrie	GAF[4] de 1955, NFS[5] de 1965, GSS de 1972 à 1989	450 à 4 100 par décennie	Augmentation de l'homogamie
Mare, 1991	5 niveaux : < 10e, 10e à 11e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4+ ans d'études collégiales	Couples de 16 à 34 ans, premier mariage durant l'année qui suit	Cohortes de mariage réelles	Modèles log-linéaires : paramètres de franchissement	États-Unis : Recensements de 1940, 1960 à 1980, CPS de 1985 à 1987	4 000 à 13 100 couples par période	Augementation de l'homogamie jusque dans les années 1970
Qian et Preston, 1993	3 niveaux : < 12e année, 12e année, collège	Couples de jeunes mariés où les femmes ont de 18 à 44 ans	Cohortes de mariage réelles	Fonction moyenne harmonique	CPS de 1973, 1980 et 1988	< 1 000 couples par an	Augmentation de l'homogamie
Qian, 1998	4 niveaux : < 12e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4+ ans d'études collégiales	Mariés pour la première fois dans les cinq ans qui suivent, groupe des 15 à 39 ans	Cohortes de mariage réelles	Modèles de taux logarithmique : modèles d'asymétrie et de franchissement	Recensements de 1970 et 1980, CPS de 1988, 1990 et 1992	9 600 à 146 200 couples par période	Augmentation de l'homogamie
Raymo et Xie, 2000	4 niveaux : < 12e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4+ ans d'études collégiales	Couples de jeunes mariés de 18 à 34 ans	Cohortes de mariage réelles	Modèles log-linéaires : paramètres diagonaux et de distance	Recensement des États-Unis de 1970, CPS de 1985 à 1987	1 300 à 2 000 couples par période	Légère diminution de l'homogamie
Smits, Ultee et Lammers, 2000	4 niveaux : < 12e, 12e année, 1 à 4 ans d'études collégiales, 4+ ans d'études collégiales	Couples mariés de 20 à 52 ans	Groupes d'âge transversaux	Modèles log-linéaires : paramètres d'étape (distance)	Recensement du Canada de 1976, Recensement des États-Unis de 1980	Environ 3 500 par cohorte d'âge/pays	Augmentation appréciable au Canada ainsi qu'aux États-Unis

Tableau 1 Aperçu des études importantes portant sur l'évolution de l'homogamie éducationnelle aux États-Unis et au Canada, 1990 à 2006 – fin

Smits, 2003	2 niveaux : < 12e année, 12e année+.	Couples mariés de 18 à 52 ans	Groupes d'âge transversaux	Modèles log-linéaires : rapport des cotes pour le tableau 2 par 2	Recensement du Canada de 1976, Recensement des États-Unis de 1980	Environ 15 000 pour chaque cohorte d'âge/pays	Légère diminution de l'homogamie dans l'un et l'autre pays
Schwartz et Mare, 2005	5 niveaux : < 10, 10 à 11, 12, 13 à 15, > = 16	Jeunes mariés et mariages courants de 18 à 40 ans	Cohortes de mariage réelles et chevauchantes	Modèles log-linéaires : paramètres d'homogamie et de franchissement	Recensements des États-Unis de 1940 à 2000 et CPS de 1962 à 2003	Échantillon total de grande taille	Diminution de 1940 à 1960, augmentation ensuite
Schoen et Cheng, 2006	4 niveaux : < 12, 12, 13 à 15, 16 +	Mariages récents	Cohortes de mariage réelles	Fonction moyenne harmonique	Enregistrements de mariages de 1970 à 1990 dans deux états des États-Unis	Plus de 50 000 dans chaque état	Augmentation de l'homogamie

1. Current Population Survey.
2. General Social Survey.
3. Occupational Change in Generation.
4. Growth of American Families.
5. National Fertility Study.

Comme Mare (1991), Smits et ses collaborateurs (Smits, Ultee et Lammers, 1998; Smits, Ultee et Lammers., 2000; et Smits, 2003) constatent que l'homogamie éducationnelle prend la forme d'une courbe en U invertie mais asymétrique dans plusieurs pays. Ils attribuent la forme en U invertie à la variation des préférences associées à la modernisation. Ils soutiennent que l'homogamie éducationnelle augmente d'abord avec l'industrialisation à mesure que le niveau d'études devient de plus en plus un facteur déterminant du statut socioéconomique de l'individu. Les personnes au niveau d'études plus élevé ont plus de possibilités d'améliorer le statut socioéconomique de la famille par le truchement du mariage et donc sont un meilleur parti sur le marché matrimonial (la thèse de l'accession au statut). Aux étapes ultérieures du processus d'industrialisation, toutefois, la modernisation qui se poursuit favorise une plus grande individualisation et « ouverture » sur le plan social au fur et à mesure que les gens peuvent de plus en plus se permettre le luxe de choisir un conjoint selon d'autres critères souhaitables. À mesure que les femmes très instruites deviennent plus aptes à gagner leur vie, elles peuvent être moins motivées à chercher un conjoint qui sera un « bon soutien de famille ». Un nombre croissant d'ouvrages donnent à penser que les préférences matrimoniales des femmes évoluent à mesure que leur position sur le marché du travail s'améliore tandis que l'inverse est vrai des jeunes hommes (Duncan, 2003; Oppenheimer, 1997; Sweeney, 2002; et Sweeney et Cancian, 2004). Une jeune femme très instruite et qui a des ressources économiques potentielles ou concrètes peut être disposée à « épouser un homme dont il est peu probable qu'il soit un bon soutien de famille mais qui a d'autres grands atouts » et être en mesure de ce faire (Oppenheimer, 1994).

La thèse du « cycle de vie » de Mare (1991) attribue le renversement de la tendance à l'évolution de la structure des possibilités matrimoniales. Selon Mare, les personnes qui se marient pendant qu'elles fréquentent l'école ou peu après l'avoir quittée sont susceptibles d'avoir des niveaux d'études semblables. À mesure que l'intervalle de temps entre l'âge auquel la personne quitte l'école et l'âge auquel elle se marie augmente le bassin de conjoints éventuels devient de plus en plus hétérogène et est susceptible d'entraîner une diminution de l'homogamie. À compter du début du XXe siècle jusque dans les années 1970, l'intervalle entre l'âge au moment du départ de l'école et l'âge au moment du mariage a diminué, mais il augmente depuis. Selon la thèse du

cycle de vie, la tendance en forme de U de l'intervalle de temps entraînerait une augmentation de l'homogamie éducationnelle jusque dans les années 1970, puis une diminution ou une stabilisation (Mare 1991; Halpin et Chan, 2003).

Les résultats contradictoires des études existantes sont attribuables en partie aux importantes différences entre les populations à l'étude et les méthodologies examinées dans la section qui suit. Toutefois, ils tiennent également à des différences au chapitre des questions sur lesquelles porte l'analyse. Certains chercheurs (p. ex., Kalmijn, 1991b; Raymo et Xie, 2000; Smits, Ultee et Lammers, 2000; et Smits, 2003) examinent les tendances globales sans se pencher sur les tendances chez les hommes et les femmes à différents niveaux d'études. Or, la tendance globale peut masquer d'importantes variations, même en sens opposés, sur le plan des composantes sous-jacentes (Wong, 2003). D'autres chercheurs encore tirent leurs conclusions des changements observés dans l'une ou l'autre des composantes sous-jacentes. Mare (1991), par exemple, examine principalement les variations au chapitre de la difficulté que présente le mariage entre personnes de niveaux d'études similaires. Lorsqu'il devient plus difficile, au chapitre du mariage, de franchir la barrière que représente un niveau d'études mais plus facile de franchir une autre barrière, il est difficile de cerner clairement la tendance globale. De même, une augmentation de l'homogamie entre les personnes très instruites et plus aisées semble privilégier l'hypothèse de l'accession au statut par rapport à la thèse de la « modernisation », mais les préférences des personnes très instruites ne dominent pas nécessairement la tendance globale (Smits, 2003). À cet égard, la récente étude menée aux États-Unis par Schwartz et Mare (2005), qui porte à la fois sur l'évolution globale et sur les tendances selon le niveau d'études, apporte des corrections importantes aux recherches antérieures.

Pour démêler les diverses composantes de l'homogamie éducationnelle, il faut réexaminer minutieusement les stratégies de mesure et de modélisation utilisées dans la littérature. Nous examinons ces questions méthodologiques à la section suivante.

3. Tantôt visible, tantôt invisible : mesure de la variation de l'homogamie éducationnelle[3]

Dans cette section, nous organisons notre discussion autour de trois questions : (1) le choix des groupes de niveaux d'études; (2) les premiers mariages par rapport à l'ensemble des mariages et les cohortes de mariages réelles par rapport aux cohortes synthétiques; et (3) la mesure des variations globales et hétérogènes de l'homogamie à l'aide de modèles log-linéaires. Après examen des répercussions éventuelles de ces différences pour ce qui est de cerner les variations de l'homogamie éducationnelle, nous pouvons soit choisir l'approche qui convient le mieux, soit comparer les résultats de différentes approches dans nos analyses subséquentes.

3.1 Groupes de niveaux d'études

Wong (2003) montre qu'une classification arbitraire et non uniforme des niveaux d'études est une faiblesse capitale dans les études portant sur les tendances temporelles et les différences entre pays sur le plan de l'homogamie éducationnelle. Il montre qu'en combinant les cinq catégories de niveaux d'études de Mare (1991) en quatre catégories, on obtient une perte différentielle d'association entre le niveau d'études de la femme et celui du mari à différentes

3. En anglais, ce titre « Now you see it, now you don't » rappelle celui de Wong (2003).

périodes. L'agrégation en quatre catégories a pour effet d'exagérer le degré d'homogamie durant les périodes précédentes et de dégonfler la tendance à la hausse. De même, les conclusions tirées par Smits, Ultee et Lammers, (2000) et par Smits (2003) sont fort différentes même si la seule différence entre les deux études tient à ce que la première utilise quatre catégories ou groupes de niveaux d'études et la deuxième, deux catégories.

La *méthode* d'agrégation influe également sur les résultats. L'agrégation des niveaux d'études à l'extrémité inférieure de la distribution des niveaux élimine l'hétérogénéité des niveaux d'études prévalente durant les périodes historiques antérieures et gonfle les estimations de l'homogamie pour le début des séries chronologiques. Inversement, l'agrégation au sommet élimine l'hétérogénéité prévalente durant les périodes postérieures et augmente les estimations de l'homogamie à la fin de la période. À titre d'exemple, le tableau 2 montre les effets de l'agrégation des variations du taux absolu d'homogamie éducationnelle chez les couples dont les deux partenaires ont moins de 35 ans aux États-Unis (de 1940 à 2000) et au Canada (de 1971 à 2001). La première colonne montre la variation des taux d'homogamie lorsque mesurés pour neuf groupes de niveaux d'études. Les groupes de niveaux d'études 9, 7, 6, 5, 4a et 3a montrent l'effet de l'agrégation en un plus petit nombre de catégories ou groupes en combinant la catégorie inférieure et celle juste au-dessus. Dans le cas d'une agrégation ascendante, la tendance temporelle à l'augmentation des niveaux d'homogamie disparaît graduellement, puis s'inverse. Par exemple, l'homogamie éducationnelle aux États-Unis augmente entre 1940 et 1960 lorsqu'on utilise neuf catégories de niveaux d'études mais diminue lorsqu'on utilise des groupes plus agrégés. En 1940, environ la moitié des jeunes femmes mariées et 43 % des jeunes hommes mariés avaient moins d'une dixième année d'études et une grande partie de la variation de la distribution des niveaux d'études s'observait chez les personnes ayant peu ou n'ayant pas d'années d'études, chez celles ayant achevé leur huitième année et chez celles ayant fait des études secondaires partielles. En 1960, en revanche, la variation des niveaux d'études à l'extrémité inférieure de la distribution avait pratiquement disparue. Ainsi, en regroupant toutes les personnes ayant un niveau d'études inférieur à la dixième année, les estimations de Schwartz et Mare (2005) pour 1940 masquent la diversité réelle des niveaux d'études et gonflent le niveau d'homogamie estimatif relativement aux périodes postérieures.

Tableau 2 Couples de même niveau d'études parmi tous les couples âgés de 34 ans ou moins, États-Unis et Canada

	Groupes de niveaux d'études							
	9	7	6	5	4a	4b	3a	3b
	pourcentage							
États-Unis								
1940	36,4	44,1	47,3	51,0	66,6	53,3	86,5	69,0
1960	38,5	40,3	41,5	44,9	53,6	50,0	76,9	58,6
1970	45,0	46,0	46,4	48,8	53,5	55,9	71,9	60,5
1980	48,9	49,3	49,5	51,0	53,2	60,8	65,7	63,0
1990	...	51,9	52,0	52,9	53,9	63,7	62,6	64,8
2000	...	53,9	54,1	54,7	55,8	67,4	62,7	68,6
Canada								
1971	...	35,4	36,3	41,8	54,0	46,3	73,5	58,4
1981	...	41,7	41,9	44,4	48,2	52,5	59,4	56,2
1991	...	49,0	49,1	50,6	52,1	59,8	60,5	61,4
2001	...	54,7	54,7	55,2	55,9	70,8	59,6	71,4

...n'ayant pas lieu de figurer

Notes : Les divers groupes de niveaux d'études sont les suivants : 9 : 0 à 4 année, 5e et 6e, 7e, 8e, 9e, 10e et 11e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4 ans et plus d'études collégiales; 7 : 0 à 4 année, 5e à 8e, 9e, 10e et 11e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4 ans et plus d'études collégiales; 6: moins d'une 9 année, 9e, 10e et 11e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4 ans et plus d'études collégiales; 5 : moins d'une 9 année, 9e à 11e, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4 ans et plus d'études collégiales; 4a : moins d'une 12e année, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4 ans et plus d'études collégiales; 4b : moins d'une 9 année, 9e à 11e, 12e année, études collégiales; 3a : moins d'une 12 année, 12e année, études collégiales. Pour le Canada, la 12 année est remplacée par un diplôme d'études secondaires; 1 à 3 ans d'études collégiales est remplacé pardes études postsecondaires partielles sans diplôme universitaire. Les résultats de ce tableau sont dérivés des données des sources cidessous.

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971 et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001; University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des États-Unis de 1970 à 2000.

De même, à compter de 1970, l'homogamie éducationnelle tant aux États-Unis qu'au Canada augmente sans ambiguïté pour les groupes de niveaux d'études 7, 6 et 5, varie peu pour les groupes 4a mais diminue pour les groupes 3a. En 1970, le plus haut niveau d'études pour la plupart des jeunes était l'obtention du diplôme d'études secondaires et la majorité des personnes franchissaient les barrières du mariage entre personnes de niveaux d'études différents au niveau du diplôme d'études secondaires ou à un niveau inférieur. Ainsi, il est d'importance capitale de faire la distinction entre les niveaux d'études à l'extrémité inférieure.

En 2000, par contre, la plupart des jeunes avaient fait au moins des études postsecondaires partielles et le franchissement des barrières avait lieu principalement à des niveaux supérieurs à celui du diplôme d'études secondaires. Ainsi, l'agrégation descendante élimine l'hétérogénéité des nivaux de scolarité prévalente au cours des périodes postérieures mais non au cours des périodes antérieures, ce qui a pour effet de gonfler les nivaux d'homogamie à la fin de la série. Les différences entre les groupes 5 et 4b et entre les groupes 4a et 3b reflètent les effets de l'agrégation à l'extrémité supérieure par la combinaison de « études collégiales partielles » et « diplôme d'études collégiales ». Ainsi, pour les périodes postérieures, il importe de faire une fine distinction entre les niveaux d'études à l'extrémité supérieure.

Un groupe de niveaux d'études utile aux fins de l'examen des variations temporelles doit refléter adéquatement les principales sources d'hétérogénéité éducationnelle durant les périodes antérieures et postérieures. Idéalement, plus le groupe est détaillé, plus il est utile. Toutefois, un

niveau de détail trop fin donne de nombreuses cellules vides dans le tableau croisé des niveaux d'études des femmes et des maris et a pour effet de compliquer la modélisation. Une solution pratique consiste à choisir un groupe qui ressemble étroitement aux groupes plus détaillés pour ce qui est de révéler les tendances de l'homogamie. Aux fins de notre analyse, nous choisissons la classification à cinq niveaux, soit études élémentaires seulement, études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles (études collégiales partielles aux États-Unis) et diplôme d'études universitaires (études collégiales aux États-Unis). Ce groupe de cinq catégories révèle la même tendance que les groupes plus détaillés et saisit les principales sources d'hétérogénéité éducationnelle au début ainsi qu'à la fin de la période.

3.2 Premiers mariages par rapport à l'ensemble des mariages et cohortes réelles par rapport aux cohortes synthétiques

Dans les études antérieures portant sur les tendances de l'homogamie éducationnelle, certains chercheurs examinent plutôt les premiers mariages nouvellement contractés tandis que d'autres examinent l'ensemble des mariages (voir le tableau 1). Un examen des premiers mariages nouvellement contractés permet de mesurer le niveau de scolarité des maris et des femmes à un moment rapproché de celui de l'union par mariage. Ils sont ainsi des sujets appropriés pour l'étude du niveau d'instruction chez les personnes qui se marient pour la première fois. En revanche, le niveau d'homogamie éducationnelle dans l'ensemble des mariages (mariages courants) reflète les effets combinés d'un premier mariage avec une personne de même niveau d'études, de la dissolution d'un mariage avec une personne de même niveau d'études, d'un mariage subséquent avec une personne de même niveau d'études et de la tendance voulant que les partenaires atteignent un même niveau de scolarité après le mariage (Gelissen, 2004; Rogers, 2004). Kalmijn (1991b) montre que le pourcentage de mariages homogames augmente à mesure que la cohorte de mariages vieillit. Étant donné la prévalence importante de la dissolution des unions et du remariage dans les sociétés occidentales d'aujourd'hui, se concentrer sur les premiers mariages ne permet pas d'obtenir un tableau global de l'homogamie éducationnelle dans les mariages courants.

Une question connexe porte sur l'utilisation de cohortes de mariages réelles par rapport à des cohortes de mariages synthétiques. Les nouveaux premiers mariages selon les données d'enquêtes transversales répétées avec des intervalles de temps suffisants représentent des cohortes de mariages distinctes. Ce n'est peut-être pas le cas des mariages courants. Dans leurs études, Smits, Ultee et Lammers (2000) et Smits (2003) utilisent les différences entre les couples plus jeunes et les couples plus âgés tirées d'un ensemble de données transversales pour déduire les variations de l'homogamie éducationnelle. Le problème évident que présente cette approche tient à ce que les couples plus âgés sont mariés beaucoup plus longtemps que les couples plus jeunes. Si l'homogamie augmente ou diminue avec la durée du mariage, alors les différences entre les couples plus jeunes et les couples plus âgés saisissent au moins partiellement ces effets de l'érosion. Lorsque nous comparons les mariages courants à partir de données transversales multiples, des problèmes se posent en raison du chevauchement des cohortes de mariages. Comme le montre le tableau 3, la tendance à l'augmentation de l'homogamie éducationnelle chez

les couples plus jeunes est évidente dans l'un et l'autre pays. Elle l'est moins chez les couples plus âgés ou pour l'ensemble des mariages[4].

Tableau 3 Couples de même niveau d'études selon l'âge des femmes et des maris, pour cinq groupes de niveaux d'études, États-Unis et Canada

	Âge des maris et des femmes		
	Les deux âgés de 15 à 34 ans	L'un ou l'autre âgé de 34 ans	Tous les mariages
	pourcentage		
États-Unis			
1970	48,8	46,2	46,9
1980	51,0	46,8	48,0
1990	52,9	47,3	48,5
2000	54,7	49,8	50,5
Canada			
1971	41,8	50,0	47,6
1981	44,4	45,2	45,0
1991	50,6	49,7	49,8
2001	55,2	50,8	51,2

Notes : Les cinq groupes de niveaux d'études sont, aux États-Unis : moins d'une 9e année, 9e à 11e année, 12e année, 1 à 3 ans d'études collégiales, 4 ans et plus d'études collégiales. Au Canada : moins d'une 9e année, études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires partielles, diplôme de premier cycle et plus. Les résultats de ce tableau sont dérivés des données des sources ci-dessous.

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971 et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001; University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des États-Unis de 1970 à 2000.

Dans la présente étude, nos principales conclusions sont fondées sur des analyses des mariages courants chez les jeunes couples dont les deux partenaires ont moins de 35 ans, pour deux raisons[5]. Premièrement, notre analyse des premiers mariages (dont il est fait état à l'annexe A) est affectée par des problèmes de manque de données (petit échantillon). Deuxièmement, les mariages courants chez les couples plus jeunes fournissent un tableau plus complet des tendances puisqu'ils tiennent également compte des tendances assortatives dans la dissolution des mariages et le remariage. En faisant porter notre examen tout particulièrement sur les couples plus jeunes, nous pouvons également minimiser l'incidence du chevauchement des cohortes.

4. Les couples plus âgés et plus jeunes sont également sensibles de façon différente au regroupement des niveaux d'études. En 1971, les jeunes couples canadiens (le mari et la femme ayant tous deux entre 15 et 34 ans) avaient un niveau d'homogamie éducationnelle inférieur à celui des couples plus âgés. Cela est attribuable principalement au fait que la plupart des couples plus âgés s'étaient mariés avant 1960 et que les cinq catégories de niveaux d'études ne reflétaient pas de façon adéquate les importantes barrières au mariage entre personnes de niveaux d'études différents au cours des décennies précédentes. Lorsque nous ventilons ceux ayant fait des études élémentaires en trois catégories (pas d'études, 1 à 4 ans d'études, 5 à 8 ans d'études), les couples plus âgés avaient un niveau d'homogamie éducationnelle inférieur à celui du groupe des couples plus jeunes en 1971 (résultats non présentés ici).
5. Nous avons aussi effectué une analyse distincte portant sur les couples dont seulement la femme est âgée de moins de 35 ans pour nous assurer que nos résultats sont robustes à la sélection de l'échantillon étant donné que les hommes et les femmes diffèrent quant à l'âge moyen au moment du mariage. Les résultats pour les couples dont l'âge du mari n'est pas soumis à une contrainte sont indiqués aux notes en bas de pages 13 et 14.

3.3 Mesure des variations hétérogènes et globales de l'homogamie à l'aide de modèles log-linéaires

La plupart des études de l'homogamie éducationnelle reposent sur la modélisation log-linéaire du tableau de contingence des niveaux d'études des femmes et des maris. Pour un tableau bidirectionnel, le modèle log-linéaire prend la forme générale suivante :

$$\text{Log}\,(F_{ij}^{FM}) = \lambda_0 + \lambda_i^F + \lambda_j^M + \lambda_{ij}^{FM}$$

où, F_{ij}^{FM} représente la fréquence prévue de la (i,j) cellule composée de femmes au niveau d'études i et de maris au niveau d'études j. Tant i que j vont de 1 à k. λ_i^F saisit l'effet marginal de la distribution des niveaux d'études des femmes, λ_j^M, l'effet marginal du niveau d'études des maris et λ_{ij}^{FM}, l'association entre les niveaux d'études des femmes et des maris.

Le modèle saturé comprend tous les effets linéairement indépendants : k-1 facteurs pour l'effet marginal pour les femmes, k-1 pour les maris et $(k\text{-}1)(k\text{-}1)$ pour leurs interactions. Le modèle saturé est parfaitement ajusté aux données mais ne comprend pas d'autres degrés de liberté permettant de tester des hypothèses particulières. Par conséquent, les chercheurs utilisent des formes plus parcimonieuses des termes d'interaction. Les études antérieures portant sur l'homogamie éducationnelle utilisent souvent des variations ou combinaisons des formes suivantes : paramètres de quasi-indépendance (diagonaux), paramètres de franchissement, paramètres de distance et paramètres de quasi-symétrie (voir le tableau 1). Les spécifications de ces paramètres sont bien documentées dans la littérature (p. ex., Haberman, 1979; Hout, 1983).

En utilisant comme exemple cinq catégories ou groupes de niveaux d'études, nous montrons au tableau 4 comment les quatre types de paramètres ci-dessus correspondent au logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre personnes de deux niveaux d'études différents donnés (ou homogamie lorsque le signe opposé est attribué)[6]. À partir de ce tableau, il est évident que les quatre modèles log-linéaires utilisés couramment diffèrent seulement dans leurs hypothèses au sujet des relations dans les logarithmes du rapport des cotes pour le mariage entre personnes de

---

6. Nous tenons à souligner qu'il est d'importance capitale d'interpréter les paramètres ci-dessus en termes de logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre personnes d'une paire quelconque donnée de niveaux d'études (homogamie). Cette interprétation nous aidera à interpréter les variations de ces paramètres dans le temps. Par exemple, le logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre titulaires d'un diplôme d'études secondaires (niveau 3) et titulaires d'un diplôme universitaire (niveau 5) basé sur un modèle de quasi-indépendance peut être exprimé ainsi :

$$\log\left(\frac{F_{35}}{F_{33}} \times \frac{F_{53}}{F_{55}}\right) = -(\lambda_{q3} + \lambda_{q5}).$$

De même, le logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre personnes de cette même combinaison de niveaux d'études devient $2(\lambda_{c3} + \lambda_{c4})$ dans un modèle de franchissement, $2\lambda_{d2}$ dans un modèle de distance et $2\lambda_{s53}$ dans un modèle de quasi-symétrie. Lorsque certains de ces modèles sont combinés dans l'estimation, le logarithme du rapport des cotes peut être déterminé de façon semblable.

différentes paires de niveaux d'études[7]. Le choix des modèles est habituellement déterminé empiriquement par les statistiques de qualité de l'ajustement. Comme le montrent les tableaux 12 et 13, lorsqu'il est appliqué à tous les couples mariés âgés de moins de 35 ans, le modèle de quasi-indépendance est mal ajusté aux données. Parmi les trois modèles restants, le modèle de quasi-symétrie a toujours la plus petite statistique du chi carré du logarithme du rapport des cotes (L^2), et souvent la plus petite valeur BIC (critère d'information bayésien), ce qui pénalise les modèles moins parcimonieux. Par conséquent, nous présentons les résultats basés sur le modèle de quasi-symétrie, puisqu'il est habituellement le modèle le mieux ajusté lorsque, comme dans le cas de notre étude, la taille de l'échantillon est suffisamment grande. En outre, un paramètre donné du modèle de quasi-symétrie correspond directement à un logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre personnes de deux niveaux d'études différents, comme le montre le tableau 4.

Nous ajoutons en outre un paramètre d'hypergamie pour examiner la possibilité qu'à un niveau d'études donné, les femmes soient plus susceptibles que les hommes d'épouser une personne plus (ou moins) instruite[8]. Plutôt que supposer que les femmes et les hommes ont la même tendance à épouser un partenaire plus instruit (ou moins instruit), le paramètre d'hypergamie nous permet essentiellement de vérifier l'asymétrie dans les taux de mariage avec une personne de niveau d'études différent chez les hommes et chez les femmes.

En somme, nous utilisons les paramètres de quasi-symétrie et un paramètre d'hypergamie pour saisir l'association entre les niveaux d'études des femmes et des maris. À partir de ce modèle de base, nous examinons comment cette association a évolué au fil du temps en termes de tendances globales, de tendances particulières aux personnes très instruites et peu instruites, et de tendances particulières aux femmes et aux hommes.

---

7. Le modèle de quasi-indépendance suppose une tendance générale en ce qui concerne le mariage entre personnes de niveaux d'études différents pour chaque niveau (λ_{qi} pour le niveau i); p. ex., les diplômés universitaires ont une plus forte tendance à épouser des diplômés universitaires que n'ont les titulaires d'un diplôme d'études secondaires à épouser des titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Dans ce modèle, le logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre personnes des niveaux d'études i et j est la somme des λ_{qi} et λ_{qj}. Le modèle de franchissement suppose une barrière unique au mariage entre personnes séparées par deux niveaux d'études et le logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre deux personnes de niveaux d'études différents dépend du choix et du nombre de barrières franchies. Le modèle de distance suppose que la difficulté liée au mariage entre personnes de niveaux d'études différents est la même entre paires de niveaux d'études lorsqu'il s'agit d'une même distance relative. Par exemple, la distance relative entre « sans diplôme d'études secondaires » (niveau 1) et « diplôme d'études secondaires » (niveau 3) est considérée être la même que la distance entre « diplôme d'études secondaires » et « diplôme d'études universitaires » (niveau 5). En revanche, le modèle de quasi-symétrie ne suppose aucune relation entre paires de niveaux d'études. Étant donné que le modèle de quasi-symétrie impose peu de contraintes aux estimations des paramètres, il est moins parcimonieux que d'autres modèles mais souvent est mieux ajusté aux données.
8. Dans le modèle du logarithme du rapport des cotes, la variable hypergamie est codée simplement comme 1 lorsqu'une femme épouse un homme plus instruit et comme 0 lorsqu'une femme épouse un homme de même niveau d'études ou moins instruit.

Pour répondre à notre première question de recherche concernant les tendances du taux global d'homogamie éducationnelle maritale, nous pouvons choisir l'une de plusieurs stratégies de modélisation, y compris le modèle de variation uniforme de Yamaguchi (1987), le modèle log-multiplicatif de variation uniforme de Xie (1992) et le modèle à forme de régression proposé par Goodman et Hout (1998). Nous utilisons le modèle log-multiplicatif de variation uniforme, puisqu'il permet une plus grande parcimonie que l'approche axée sur la régression et définit les effets de la variation uniforme (période temporelle) en comparant directement le profil défini au préalable de l'association bidirectionnelle entre les niveaux d'études des maris et des femmes (dans notre cas, le profil de quasi-symétrie plus l'hypergamie), ce qui n'est pas le cas du modèle de variation uniforme[9].

9. Nous avons estimé le modèle log-multiplicatif de variation et le modèle de variation uniforme. Les résultats ont révélé des tendances semblables.

Tableau 4 Paramètres et leurs interprétations dans certains modèles log-linéaires de mariages assortatifs selon le niveau d'études

	Paramètres					Logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre personnes de deux niveaux d'études différents			
1. Modèle de quasi-indépendance									
	Niveau d'études du mari					Niveau d'études du mari			
De la femme[1]	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)
(1)	λ_{q1}	0	0	0	0				
(2)	0	λ_{q2}	0	0	0	$-(\lambda q1+\lambda q2)$			
(3)	0	0	λ_{q3}	0	0	$-(\lambda_{q1}+\lambda_{q3})$	$-(\lambda_{q2}+\lambda_{q3})$		
(4)	0	0	0	λ_{q4}	0	$-(\lambda q1+\lambda q4)$	$-(\lambda_{q2}+\lambda_{q4})$	$-(\lambda_{q3}+\lambda_{q4})$	
(5)	0	0	0	0	λ_{q5}	$-(\lambda q1+\lambda q5)$	$-(\lambda_{q2}+\lambda_{q5})$	$-(\lambda_{q3}+\lambda_{q5})$	$-(\lambda_{q4}+\lambda_{q5})$
2. Modèle de franchissement									
	Niveau d'études du mari					Niveau d'études du mari			
De la femme[1]	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)
(1)	0	λ_{c1}	$\lambda_{c1}+\lambda_{c2}$	$\lambda_{c1}+\lambda_{c2}+\lambda_{c3}$	$\lambda_{c1}+\lambda_{c2}+\lambda_{c3}+\lambda_{c4}$				
(2)	λ_{c1}	0	λ_{c2}	$\beta_{c2}+\beta_{c3}$	$\lambda_{c2}+\lambda_{c3}+\lambda_{c4}$	$2\lambda_{c1}$			
(3)	$\lambda_{c1}+\lambda_{c2}$	λ_{c2}	0	λ_{c3}	$\lambda_{c3}+\lambda_{c4}$	$2(\lambda_{c1}+\lambda_{c2})$	$2\lambda_{c2}$		
(4)	$\lambda_{c1}+\lambda_{c2}+\lambda_{c3}$	$\lambda_{c2}+\lambda_{c3}$	λ_{c3}	0	λ_{c4}	$2(\lambda_{c1}+\lambda_{c2}+\lambda_{c3})$	$2(\lambda_{c2}+\lambda_{c3})$	$2\lambda_{c3}$	
(5)	$\lambda_{c1}+\lambda_{c2}+\lambda_{c3}+\lambda_{c4}$	$\lambda_{c2}+\lambda_{c3}+\lambda_{c4}$	$\lambda_{c3}+\lambda_{c4}$	λ_{c4}	0	$2(\lambda_{c1}+\lambda_{c2}+\lambda_{c3}+\lambda_{c4})$	$2(\lambda_{c2}+\lambda_{c3}+\lambda_{c4})$	$2(\lambda_{c3}+\lambda_{c4})$	$2\lambda_{c4}$
3. Modèle de distance									
	Niveau d'études du mari					Niveau d'études du mari			
De la femme[1]	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)
(1)	0	λ_{d1}	λ_{d2}	λ_{d3}	λ_{d4}				
(2)	λ_{d1}	0	λ_{d1}	λ_{d2}	λ_{d3}	$2\lambda_{d1}$			
(3)	λ_{d2}	λ_{d1}	0	λ_{d1}	λ_{d2}	$2\lambda_{d2}$	$2\lambda_{d1}$		
(4)	λ_{d3}	λ_{d2}	λ_{d1}	0	λ_{d1}	$2\lambda_{d3}$	$2\lambda_{d2}$	$2\lambda_{d1}$	
(5)	λ_{d4}	λ_{d3}	λ_{d2}	λ_{d1}	0	$2\lambda_{d4}$	$2\lambda_{d3}$	$2\lambda_{d2}$	$2\lambda_{d1}$
4. Modèle de quasi-symétrie									
	Niveau d'études du mari					Niveau d'études du mari			
De la femme[1]	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)
(1)	0	λ_{s21}	λ_{s31}	λ_{s41}	λ_{s51}				
(2)	λ_{s21}	0	λ_{s32}	λ_{s42}	λ_{s52}	$2\lambda_{s21}$			
(3)	λ_{s31}	λ_{s32}	0	λ_{s43}	λ_{s53}	$2\lambda_{s31}$	$2\lambda_{s32}$		
(4)	λ_{s41}	λ_{s42}	λ_{s43}	0	λ_{s54}	$2\lambda_{s41}$	$2\lambda_{s42}$	$2\lambda_{s43}$	
(5)	λ_{s51}	λ_{s52}	λ_{s53}	λ_{s54}	0	$2\lambda_{s51}$	$2\lambda_{s52}$	$2\lambda_{s53}$	$2\lambda_{s54}$

1. Niveau d'études de la femme.

Notes : Niveaux d'études aux États-Unis : (1) Moins d'une 9e année, 9e à 11e année; (2) 12e année; (3) 1 à 3 ans d'études collégiales; (4) 4 et plus ans d'études collégiales. Au Canada : (1) Moins d'une 9e année; (2) Études secondaires partielles; (3) Diplôme d'études secondaires; (4) Études postsecondaires partielles; (5) Diplôme de premier cycle et plus.

Pour répondre à nos deuxièmes questions concernant les variations d'un niveau d'études à l'autre, nous nous fions aux termes d'interaction entre les paramètres de quasi-symétrie et les périodes. La variation dans un paramètre de quasi-symétrie donné peut être exprimée par la différence entre deux logarithmes du rapport des cotes ou le logarithme du rapport des rapports des cotes. Par exemple, la variation de λ_{s53}, qui est la moitié du logarithme du rapport des cotes pour le mariage entre titulaires d'un diplôme d'études secondaires et titulaires d'un diplôme d'études universitaires, peut être exprimée comme suit :

$$\lambda_{s53\,t2} - \lambda_{s53\,t1} = \frac{1}{2}\left[\log\left(\frac{F_{35}}{F_{33}} \times \frac{F_{53}}{F_{55}}\right)_{t2} - \log\left(\frac{F_{35}}{F_{33}} \times \frac{F_{53}}{F_{55}}\right)_{t1}\right] = \frac{1}{2}\log\left[\left(\frac{F_{35}}{F_{33}} \times \frac{F_{53}}{F_{55}}\right)_{t2} \div \left(\frac{F_{35}}{F_{33}} \times \frac{F_{53}}{F_{55}}\right)_{t1}\right].$$

Ainsi, une variation positive de λ_{sij} indique une augmentation de la tendance des femmes et des hommes aux niveaux d'études *i* et *j* d'épouser une personne de même niveau d'études (soit une diminution de l'homogamie). En revanche, une variation négative de λ_{sij} indique une diminution de la tendance des femmes et des hommes de niveaux d'études *i* et *j* d'épouser une personne de niveau d'études différent.

Pour répondre à notre troisième question concernant les tendances particulières aux femmes et aux hommes, nous ajoutons en outre les termes d'interaction entre le paramètre d'hypergamie (λ_h) et les périodes. Dans ce modèle où la variation de l'hypergamie est contrôlée, la variation d'un paramètre de quasi-symétrie donné au fil du temps $\lambda_{sij.t2} - \lambda_{sij.t1}$, sous l'hypothèse qu'*i* est un niveau d'études supérieur à *j*, est la variation du logarithme du rapport des cotes pour le mariage avec une personne moins instruite chez les femmes. Entre-temps, la variation du rapport des cotes pour le mariage avec une personne moins instruite chez les hommes est $(\lambda_{sij.t2} - \lambda_{sij.t1}) + (\lambda_{h.t2} - \lambda_{h.t1})$ [10].

4. *Sources de données*

Les données pour les mariages courants entre jeunes adultes de moins de 35 ans sont dérivées du fichier de données à grande diffusion Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS) des recensements des États-Unis de 1970, 1980, 1990 et 2000 (Ruggles et coll., 2003). Le recensement des États-Unis ne fait pas de différence explicite entre le mariage légal et l'union libre. À compter de 1980, il a été permis aux couples qui vivaient ensemble mais n'étaient pas légalement mariés de déclarer l'état matrimonial qu'ils considéraient comme étant le plus approprié. Par conséquent, les données sur les mariages dans le recensement des États-Unis

10. Par exemple, $\lambda_{s53\,t2} - \lambda_{s53\,t1}$ est la variation du logarithme des cotes pour le mariage entre titulaires d'un diplôme universitaire et diplômés du secondaire

$$\frac{1}{2}\left[\log\left(\frac{F_{35}}{F_{33}} \times \frac{F_{53}}{F_{55}}\right)_{t2} - \log\left(\frac{F_{35}}{F_{33}} \times \frac{F_{53}}{F_{55}}\right)_{t1}\right] = (\lambda_{s53\,t2} - \lambda_{s53\,t1}) + (\lambda_{h\,t2} - \lambda_{h\,t1}),$$ lorsque les femmes titulaires d'un diplôme universitaire épousent des hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires, $\lambda_{h\,t2}$ et $\lambda_{h\,t1}$ sont tous deux égaux à 0 puisque la variable d'hypergamie est égale à 0 lorsque les femmes épousent un homme moins instruit. En revanche, dans le cas des hommes titulaires d'un diplôme d'études universitaires qui épousent des femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires, la variation de $\lambda_{h\,t2}$ doit être prise en compte puisque la variable d'hypergamie est égale à 1 lorsque les femmes épousent un homme plus instruit.

comprennent une proportion croissante d'unions libres à compter de 1980. Pour le Canada, les données sont dérivées du fichier de microdonnées d'un échantillon au tiers du Recensement de 1971 et des fichiers de microdonnées d'un échantillon à 20 % des Recensements de 1981 à 2001. À compter de 1981, on fait la distinction entre les mariages légaux et les unions libres dans les recensements du Canada. Nous estimons nos résultats canadiens séparément pour toutes les unions (mariages légaux et unions libres) et pour les mariages légaux seulement pour déterminer s'ils diffèrent en ce qui concerne la tendance sur le plan de l'homogamie éducationnelle. Comme les différences étaient invariablement triviales, nous présentons seulement les résultats pour toutes les unions. Dans le cas de l'un et l'autre pays, notre examen porte seulement sur les mariages entre personnes de race blanche, puisque les mariages inter-raciaux peuvent présenter un profil particulier d'appariement selon le niveau d'études (Kalmijn, 1991a).

Comme le montrent les tableaux 5 et 6, les tailles d'échantillon vont de 109 630 à 611 080 mariages aux États-Unis et de 100 740 à 386 720 mariages au Canada. Conformément à la pratique courante dans la littérature (p. ex., Raymo et Xie, 2000), nous avons réduit la taille de l'échantillon à environ 100 000 mariages (la plus petite taille d'échantillon annuel dans nos données) pour chaque année dans la modélisation subséquente[11]. L'échantillon modifié est suffisamment petit pour que le modèle de quasi-symétrie parcimonieux que nous avons retenu puisse s'ajuster relativement bien aux données (avec une statistique BIC [critère d'information bayésien] négative) pour une année donnée (comme le montrent les tableaux 12 et 13).

5. Résultats

5.1 Variations des taux absolus : l'homogamie éducationnelle chez les personnes mariées

Les tableaux 5 et 6 montrent la distribution en pourcentage des niveaux d'études des femmes et des maris ainsi que les variations des taux *absolus* d'homogamie et de mariage entre personnes de niveaux d'études différents dans les mariages courants de jeunes adultes de moins de 35 ans aux États-Unis (de 1970 à 2000) et au Canada (de 1971 à 2001).

Le niveau de scolarité moyen des hommes et des femmes a augmenté au cours des trois décennies, particulièrement dans le cas des femmes (les totaux des colonnes). Pour les années 2000 et 2001, le niveau d'études moyen des femmes était plus élevé que celui de leurs maris dans l'un et l'autre pays. Étant donné que le niveau de départ était plus bas, les hausses ont été plus importantes chez les Canadiens et particulièrement chez les femmes canadiennes[12]. En 2001, l'écart entre les sexes dans la part des maris et des femmes titulaires d'un diplôme universitaire était de 5 points de pourcentage au Canada (23,7 % pour les femmes et 18,8 % pour les hommes) comparativement à un écart de 2,5 points de pourcentage aux États-Unis (27,9 % pour les femmes et 25,4 % pour les hommes). Les Canadiens étaient moins susceptibles d'avoir terminé leurs études universitaires que les Américains mais beaucoup plus susceptibles que ces derniers d'avoir fait des études postsecondaires partielles.

11. Nous utilisons les échantillons modifiés de taille plus grande et plus petite pour tester la sensibilité de tous nos résultats. Les estimations paramétriques fondées sur différentes tailles d'échantillon modifiées sont de valeur très semblable, mais ils sont plus susceptibles d'être significatifs dans le cas des échantillons de tailles plus grandes.
12. La variation des distributions marginales des niveaux d'études pour les maris et les femmes tels qu'indexés par l'indice de similarité sont : femmes aux États-Unis, 0,37; femmes au Canada, 0,55; maris aux États-Unis, 0,22; maris au Canada, 0,38.

Tableau 5 Appariement assortatif selon le niveau de scolarité chez tous les couples mariés âgés de moins de 35 ans, États-Unis, 1970, 1980, 1990 et 2000

Années d'études de la femme	Années d'études du mari						
	< 9	9 à 11	12	13 à 15	>= 16	Total	Somme des diagonales
	pourcentage						
1970							
< 9	2,7	1,7	1,3	0,2	0,1	6,0	
9 à 11	2,9	6,5	7,3	1,2	0,3	18,2	
12	2,5	7,4	26,9	8,8	4,6	50,2	
13 à 15	0,2	0,7	3,7	5,1	5,3	15,0	
>= 16	0,1	0,2	1,0	1,7	7,7	10,6	
Total	8,5	16,4	40,1	17,0	18,0	100,0	48,8
Taille de l'échantillon						109 632	
1980							
< 9	1,4	0,9	0,8	0,2	0,1	3,4	
9 à 11	1,3	3,9	5,3	1,2	0,2	12,0	
12	1,3	5,0	26,0	10,2	4,6	47,1	
13 à 15	0,2	0,7	5,5	8,0	6,9	21,2	
>= 16	0,1	0,1	1,5	2,9	11,7	16,3	
Total	4,3	10,7	39,1	22,5	23,5	100,0	51,0
Taille de l'échantillon						611 076	
1990							
< 9	1,0	0,5	0,5	0,2	0,0	2,1	
9 à 11	0,6	2,6	3,6	1,0	0,1	7,9	
12	0,7	3,9	22,1	9,1	2,3	38,0	
13 à 15	0,2	[illegible]3	10,1	14,7	6,4	32,7	
>= 16	0,0	[illegible]2	2,1	4,5	12,5	19,2	
Total	2,[illegible]	[illegible]3	38,3	29,4	21,3	100,0	52,8
Taille de l'échantillon						496 373	
2000							
< 9	1,4	0,5	0,6	0,2	0,0	2,8	
9 à 11	0,6	2,1	2,6	0,8	0,1	6,2	
12	0,8	2,9	16,7	6,9	1,6	28,8	
13 à 15	0,3	1,4	10,4	16,6	5,8	34,4	
>= 16	0,1	0,2	2,8	7,0	17,9	27,9	
Total	3,2	7,1	33,0	31,4	25,4	100,0	54,7
Taille de l'échantillon						354 061	

Sources : University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des États-Unis de 1970 à 2000.

Tableau 6 Mariage assortatif selon le niveau de scolarité chez tous les couples mariés âgés de moins de 35 ans, Canada, 1971, 1981, 1991 et 2001

Années d'études de la femme	Mariages légaux et unions libres Années d'études du mari						Mariages légaux Années d'études du mari					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Total	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Total
1971												
(1) < 9e année	8,8	4,9	1,6	1,3	0,1	16,6	8,8	4,9	1,6	1,3	0,1	16,6
(2) Études secondaires partielles	7,3	15,1	7,2	4,5	1,0	35,0	7,3	15,1	7,2	4,5	1,0	35,0
(3) Diplôme d'études secondaires	2,7	8,2	9,9	6,5	2,5	29,7	2,7	8,2	9,9	6,5	2,5	29,7
(4) Études postsecondaires partielles	0,9	2,2	2,6	5,1	3,8	14,5	0,9	2,2	2,6	5,1	3,8	14,5
(5) Diplôme universitaire +	0,1	0,2	0,3	0,7	3,0	4,2	0,1	0,2	0,3	0,7	3,0	4,2
Total	19,7	30,5	21,5	18,0	10,3	100,0	19,7	30,5	21,5	18,0	10,3	100,0
Somme des diagonales						41,8						41,8
Taille de l'échantillon						386 723						386 723
1981												
(1) < 9e année	1,8	1,4	0,8	0,9	0,1	5,0	2,0	1,4	0,8	1,0	0,1	5,2
(2) Études secondaires partielles	2,5	10,9	4,5	7,6	0,6	26,0	2,4	10,3	4,4	7,6	0,6	25,3
(3) Diplôme d'études secondaires	1,2	5,1	8,4	9,7	1,4	25,8	1,2	4,8	8,5	10,0	1,5	26,1
(4) Études postsecondaires partielles	0,9	5,1	5,4	17,5	5,4	34,2	0,8	4,8	5,4	17,6	5,6	34,2
(5) Diplôme universitaire +	0,0	0,3	0,5	2,5	5,7	9,0	0,0	0,3	0,5	2,5	6,0	9,3
Total	6,4	22,7	19,6	38,2	13,1	100,0	6,4	21,6	19,6	38,7	13,7	100,0
Somme des diagonales						44,3						44,4
Taille de l'échantillon						318 036						275 674
1991												
(1) < 9e année	0,7	0,7	0,3	0,3	0,0	2,0	0,7	0,6	0,3	0,3	0,0	1,8
(2) Études secondaires partielles	1,1	9,4	3,4	4,8	0,3	19,0	1,0	8,6	3,0	4,8	0,3	17,7
(3) Diplôme d'études secondaires	0,6	4,8	9,3	7,9	0,9	23,5	0,6	4,5	9,4	8,5	1,0	24,0
(4) Études postsecondaires partielles	0,6	6,2	8,0	23,6	4,7	43,1	0,6	5,6	7,9	24,2	5,1	43,4
(5) Diplôme universitaire +	0,0	0,4	1,0	4,1	6,9	12,4	0,0	0,4	0,9	4,2	7,5	13,1
Total	3,1	21,5	21,9	40,7	12,9	100,0	2,9	19,6	21,6	42,0	13,9	100,0
Somme des diagonales						50,0						50,5
Taille de l'échantillon						264 339						197 607
2001												
(1) < 9e année	0,6	0,3	0,2	0,2	0,0	1,3	0,7	0,2	0,1	0,2	0,0	1,2
(2) Études secondaires partielles	0,6	5,5	1,9	3,3	0,2	11,5	0,4	4,3	1,5	3,1	0,2	9,4
(3) Diplôme d'études secondaires	0,4	2,5	5,4	5,2	0,6	13,9	0,3	1,9	5,1	5,3	0,7	20,8
(4) Études postsecondaires partielles	0,6	5,8	8,1	29,9	5,3	49,6	0,4	4,9	8,0	30,2	6,0	42,0
(5) Diplôme universitaire +	0,1	0,6	1,4	8,9	12,7	23,7	0,0	0,6	1,5	9,6	14,9	26,6
Total	2,2	14,6	16,9	47,5	18,8	100,0	1,8	12,0	16,1	48,4	21,7	100,0
Somme des diagonales						54,0						55,2
Taille de l'échantillon						173 179						100 744

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971 et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001.

Dans les mariages courants, le pourcentage de couples homogames du point de vue du niveau d'études (la somme des cellules en diagonale dans les tableaux 5 et 6) a augmenté progressivement dans les deux pays et, en 2000 et 2001, les niveaux d'homogamie éducationnelle des jeunes couples dans l'un et l'autre pays étaient semblables. Aux États-Unis, environ 55 % des mariages étaient composés de couples de même niveau d'études en 2000, en hausse par rapport à 49 % en 1970. Au Canada, 54 % des couples étaient de même niveau d'études en 2001, en hausse par rapport à 42 % en 1971[13]. Aux États-Unis, le taux a augmenté d'environ 2 points de pourcentage par décennie. Au Canada, il a augmenté de 2,6 points de pourcentage durant les années 1970, puis passé à 6 points de pourcentage durant les années 1980 et augmenté encore d'environ 5 points de pourcentage au cours des années 1990.

Les tableaux 7 et 8 montrent les tendances détaillées de l'homogamie et du mariage entre personnes de niveaux d'études différents séparément pour les hommes et pour les femmes, selon le niveau d'études, respectivement pour les États-Unis et le Canada. Le taux d'homogamie global a augmenté chez les femmes dans l'un et l'autre pays, mais la tendance était attribuable principalement à la forte hausse chez les femmes ayant fait des études postsecondaires partielles. La tendance moyenne a cependant été contrebalancée par une diminution des mariages homogames chez les femmes ayant fait des études universitaires, soit une diminution de 8 points de pourcentage aux États-Unis et de près de 17 points de pourcentage au Canada. En 2001, seulement 54 % des jeunes femmes mariées canadiennes ayant fait des études universitaires avaient un partenaire titulaire d'un diplôme universitaire. En revanche, les femmes moins instruites étaient légèrement plus susceptibles d'épouser un homme plus instruit en 2001 qu'en 1971.

Il n'est pas étonnant de constater que les tendances pour les hommes reflètent généralement celles pour les femmes. Les taux d'homogamie et de mariage avec des personnes plus instruites ont fortement augmenté dans le cas des hommes plus instruits et, en 2000 et 2001, les hommes très instruits étaient plus susceptibles d'avoir une partenaire très instruite que les femmes très instruites d'avoir un partenaire très instruit, soit l'inverse de la situation observée en 1970 et 1971. Chez les hommes moins instruits, les taux d'homogamie ont en fait diminué (à l'exception de ceux des hommes ayant moins de 9 années d'études aux États-Unis) à cause d'une forte augmentation de la part de ceux épousant des femmes plus instruites. La part des hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires épousant des femmes plus instruites, par exemple, est passée de 12 % à 40 % aux États-Unis et de 13 % à 56 % au Canada au cours des trois décennies. En 1970 et 1971, les femmes ayant achevé leurs études secondaires étaient beaucoup plus susceptibles que les hommes d'épouser une personne plus instruite. En 2000 et 2001, les hommes avaient nettement l'avantage sur les femmes. Dans l'ensemble, les niveaux de scolarité à la hausse ont amélioré le marché matrimonial pour les hommes beaucoup plus que pour les femmes.

13. Dans le cas des mariages légaux, ce taux est passé de 42 % en 1971 à 44 % en 1981, à 51 % en 1991 et à 55 % en 2001. Dans le cas des unions où la femme avait moins de 35 ans tandis que l'âge du mari n'est pas soumis à une contrainte, il est passé de 42 % en 1971 à 43 % en 1981, à 49 % en 1991 et à 53 % en 2001. Voir la note en bas de page 5.

Tableau 7 Variations à la hausse et à la baisse et mariages homogames selon le sexe et le niveau d'études, États-Unis, 1970, 1980, 1990 et 2000

	Années d'études de la femme						Année d'études du mari					
	< 9	9 à 11	12	13 à 15	>= 16	Total	< 9	9 à 11	12	13 à 15	>= 16	Total
	% de mariages à un niveau d'études une année donnée						% de mariages à un niveau d'études une année donnée					
À la hausse												
1970	54,6	48,2	26,8	35,6	...	29,3	67,7	49,8	11,8	9,9	...	20,5
1980	59,9	56,4	31,4	32,4	...	28,1	67,5	54,5	17,8	13,0	...	20,0
1990	55,1	59,5	29,8	19,6	...	22,0	61,9	63,5	31,8	15,1	...	23,4
2000	47,6	55,4	29,4	16,8	...	20,4	54,6	63,2	39,9	22,2	...	24,5
Homogames												
1970	45,4	35,8	53,5	33,7	72,3	49,9	32,3	39,7	66,9	29,7	42,6	51,7
1980	40,1	32,9	55,2	37,6	72,0	52,2	32,5	36,9	66,5	35,5	49,8	52,5
1990	44,9	33,3	58,0	45,0	65,0	53,2	38,1	30,9	57,6	50,1	58,6	52,8
2000	52,4	34,4	57,9	48,2	64,1	54,2	45,4	29,7	50,5	53,0	70,4	55,5
À la baisse												
1970	...	16,0	19,7	30,7	27,7	20,7	...	10,5	21,3	60,4	57,4	27,7
1980	...	10,7	13,4	30,0	28,0	19,7	...	8,6	15,7	51,5	50,2	27,5
1990	...	7,2	12,2	35,4	35,0	24,8	...	5,6	10,6	34,8	41,4	23,8
2000	...	10,2	12,7	35,0	35,9	25,4	...	7,1	9,6	24,8	29,6	20,0

... n'ayant pas lieu de figurer

Sources : University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des ÉtatsUnis de 1970 à 2000.

Tableau 8 Variations à la hausse et à la baisse et mariages homogames selon le sexe et le niveau d'études, Canada, 1971, 1981, 1991 et 2001

	Années d'études de la femme						Année d'études du mari					
	< 9	9 à 11	12	13 à 15	>= 16	Total	< 9	9 à 11	12	13 à 15	>= 16	Total
	% de mariages à un niveau d'études une année donnée						% de mariages à un niveau d'études une année donnée					
À la hausse												
1971	47,1	36,1	30,1	26,0	...	31,4	55,3	34,6	13,3	3,9	...	25,8
1981	63,3	48,8	43,3	15,7	...	29,6	71,0	45,9	30,1	6,5	...	25,5
1991	63,6	44,4	37,5	10,9	...	24,2	77,0	52,9	40,9	10,0	...	25,5
2001	53,7	47,4	41,4	10,8	...	20,2	71,4	60,4	55,9	18,7	...	24,9
Homogames												
1971	52,9	43,0	33,4	34,9	71,2	44,3	44,7	49,5	46,1	28,0	28,7	43,7
1981	36,7	41,8	32,6	51,1	63,3	46,1	29,0	47,9	42,9	45,8	43,2	44,5
1991	36,4	49,6	39,5	54,8	55,9	49,9	23,0	44,0	42,5	58,0	53,9	50,5
2001	46,3	47,6	38,5	60,2	53,7	53,2	28,6	37,3	31,6	62,9	67,6	56,3
À la baisse												
1971	...	20,9	36,5	39,1	28,8	24,2	...	15,9	40,6	68,1	71,3	30,5
1981	...	9,4	24,1	33,2	36,7	24,4	...	6,2	27,0	47,7	56,8	30,0
1991	...	6,0	23,0	34,3	44,1	25,9	...	3,1	16,6	32,0	46,1	24,0
2001	...	5,0	20,1	29,0	46,3	26,6	...	2,3	12,5	18,4	32,4	18,8

... n'ayant pas lieu de figurer

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971 et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001.

5.2 Variations des taux relatifs

Les variations des taux absolus observées ne sont peut-être pas particulièrement étonnantes étant donné les hausses plus importantes du niveau de scolarité chez les femmes. En 1970 et 1971, les maris étaient en moyenne beaucoup plus instruits que les femmes tandis qu'en 2000 et 2001, les femmes étaient plus instruites que les maris. Le rapprochement des niveaux d'études des femmes de ceux des maris a augmenté la possibilité de créer des unions homogames. À mesure que les niveaux de scolarité des femmes ont dépassé ceux des maris, la probabilité que plus de femmes épousent des hommes moins instruits a augmenté, de même que la probabilité que les maris épousent des femmes plus instruites. Pour vérifier la thèse de la modernisation, par exemple, il faut estimer les variations des taux relatifs, nettes des variations de la distribution des niveaux d'études des hommes et des femmes.

Le tableau 9 résume les estimations de la qualité de l'ajustement du modèle pour diverses étapes de l'estimation log-linéaire. Le modèle de base (M0) comprend seulement les valeurs marginales pour les niveaux d'études des maris et des femmes et pour la période mais suppose qu'il n'y a pas d'association entre les niveaux d'études des maris et des femmes et pas d'association entre la période et l'association entre les niveaux d'études des maris et des femmes. Le premier modèle (M1) ajoute des paramètres pour le modèle de quasi-symétrie de l'association entre les niveaux d'études des maris et des femmes et un paramètre d'hypergamie (la tendance des femmes d'épouser un homme plus instruit) mais suppose que les associations n'évoluent pas au fil du temps. L'ajout du paramètre d'hypergamie permet essentiellement d'utiliser le modèle pour estimer différents paramètres pour les maris et les femmes, si les hommes et les femmes de même niveau d'études ont la même tendance à épouser des personnes de même niveau ou de niveau différent. Pour l'un et l'autre pays, le modèle (M1) avec paramètres de quasi-symétrie et d'hypergamie améliore sensiblement l'ajustement du modèle relativement au modèle de référence qui suppose qu'il n'y a pas d'association entre les niveaux d'études des maris et des femmes.

Tableau 9 Résultats de la qualité de l'ajustement pour les modèles de tous les mariages de jeunes adultes

	États-Unis			Canada, légalement mariés et en union libre			Canada, légalement mariés		
	ddl	L^2	BIC	ddl	L^2	BIC	ddl	L^2	BIC
M0: Modèle de référence	64	199833	199007	64	150566	149829	64	153072	152246
M1: M0 + Quasi-symétrie + hypergamie	53	1252	568	53	2104	1420	53	2748	2064
M2: M1 + Modélisation log-multiplicative de variation uniforme	50	966	321	50	1502	857	50	2006	1360
M3: M1 + Période* de quasi-symétrie	23	254	-43	23	220	-77	23	257	-40
M4: M3 + Période* d'hypergomie	20	134	-124	20	204	-54	20	221	-37

Note : Le modèle de référence comprendles principaux effets des niveaux d'études des femmes, des niveaux d'études des maris et de la période, ainsi que les interactions bidirectionnelles entre la période et le niveau d'études pour chaque sexe. L2 est la statistique chi carré du logarithme du rapport de vraisemblance; BIC est le critère d'information bayésien. BIC = L2 - (ddl) ln(N), où N est la taille de l'échantillon modifiée (401 282 pour les États-Unis et 402 499 pour le Canada).

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971 et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001; University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des États-Unis de 1970 à 2000.

Variation des taux d'homogamie relatifs

Le deuxième modèle (M2) ajoute la modélisation log-multiplicative de variation uniforme au modèle (M1) et fournit les valeurs paramétriques (le paramètre normalisé Φ) qui répondent à la question de savoir si le taux d'homogamie relatif a évolué au fil du temps. Le modèle log-multiplicatif de variation uniforme (M2) est le mieux ajusté d'après la statistique BIC (critère d'information bayésien) au Canada et améliore l'ajustement du modèle par la norme de la statistique du chi carré du rapport de log-vraisemblance dans l'un et l'autre pays.

Le modèle log-multiplicatif de variation uniforme (M2) vérifie l'évolution « moyenne » ou « globale » du taux d'homogamie relatif au fil du temps. Les résultats confirment une augmentation progressive des taux d'homogamie éducationnelle relatifs. Le paramètre normalisé Φ pour les États-Unis est passé de 0,48 en 1970 à 0,49 en 1980, à 0,51 en 1990 et à 0,53 en 2000. Au Canada, le paramètre Φ pour toutes les unions est passé de 0,45 en 1971 à 0,47 en 1981, à 0,53 en 1991 et à 0,54 en 2001[14]. En fait, dans l'un et l'autre pays, le taux relatif d'homogamie maritale a augmenté sans ambiguïté au cours de toutes trois décennies.

Il est important de souligner que les valeurs prédites de l'homogamie maritale, nettes des variations des marginales, indiquent que la plus grande partie de l'augmentation était attribuable à la *variation de l'association* entre les niveaux d'études des maris et des femmes plutôt qu'aux *variations de la distribution* des niveaux d'études des maris et des femmes. Aux États-Unis, 4 points de pourcentage de l'augmentation de 6 points de pourcentage de l'homogamie éducationnelle entre 1970 et 2000 est attribuable à la variation de l'association, nette des variations marginales. Au Canada, près de 10 points de pourcentage de l'augmentation de 12 points de pourcentage est attribuable à la variation de l'association. Autrement dit, la plus grande partie de l'augmentation de l'homogamie éducationnelle au cours des trois décennies n'est pas attribuable à la variation de l'offre relative de maris et de femmes de niveaux d'études différents.

Variations des cotes exprimant la possibilité de franchir les barrières des niveaux d'études

Le modèle de variation hétérogène (M3) produit les paramètres requis pour répondre aux questions au sujet du niveau dans la hiérarchie éducationnelle où l'on observe une augmentation de l'homogamie (c.-à-d., les changements aux différents niveaux d'études sont-ils les mêmes ou différents). Le modèle M3 améliore encore l'ajustement du modèle par la norme de la statistique du chi carré du logarithme du rapport de vraisemblance et le critère d'information bayésien ou BIC (tableau 9). Enfin, le modèle 4 (M4) vise à déterminer si la variation des sous-composantes diffère entre les maris et les femmes en vérifiant s'il y a variation du paramètre d'hypergamie. L'inclusion de la variation du paramètre d'hypergamie améliore encore davantage l'ajustement du modèle, bien que celui-ci ne soit pas aussi parcimonieux que le M3 pour les données canadiennes. Les estimations de paramètre pour M3 et M4 figurent au tableau 14.

Pour faciliter l'interprétation, nous transformons les estimations de paramètre dans M3 et M4 en cotes exprimant la possibilité de mariage entre personnes de niveaux d'études différents par

14. Dans le cas des mariages légaux, ce paramètre est passé de 0,44 à 1971 à 0,47 en 1981, à 0,54 à 1991 et à 0,55 en 2001. Dans le cas de toutes les unions où la femme a moins de 35 ans tandis que l'âge du mari n'est pas soumis à une contrainte, il est passé de 0,46 en 1971 à 0,47 en1981, à 0,53 en 1991 et à 0,54 en 2001.

rapport à la cote exprimant la possibilité de mariage homogame selon la période et nous les présentons au tableau 10 pour les États-Unis et au tableau 11 pour le Canada. Chaque tableau comprend trois parties intitulées « Global » (première partie), « Femmes épousant des hommes moins instruits » (deuxième partie) et « Maris épousant des femmes moins instruites » (troisième partie). Les rapports des cotes à la partie 1 sont dérivés à partir de M3 qui suppose que la variation au chapitre du mariage entre personnes de niveaux d'études différents est symétrique en ce qui concerne les hommes et les femmes. Les rapports des cotes aux parties 2 et 3 sont dérivés de M4 qui précise que les variations au chapitre du mariage de personnes de niveaux d'études différents diffèrent dans le cas des hommes et des femmes.

Dans l'un et l'autre pays, les mariages de personnes de niveaux d'études différents ont lieu principalement entre personnes de niveaux d'études similaires et les rapports des cotes pour les mariages entre personnes de niveaux d'études différents où l'écart est de plus d'un niveau sont très faibles. Étant donné que les cotes exprimant la possibilité de mariage entre personnes séparées par plus d'un niveau de scolarité sont très faibles, leur évolution au fil du temps a un effet minimal sur les tendances générales de l'homogamie éducationnelle. Par conséquent, notre résumé des conclusions portera principalement sur les variations au chapitre du mariage entre personnes de niveaux d'études similaires.

Diminution des mariages entre personnes de niveaux d'études différents au sommet de la hiérarchie éducationnelle

Au Canada comme aux États-Unis, l'augmentation globale de l'homogamie éducationnelle est attribuable dans une large mesure à la diminution des mariages de personnes titulaires d'un diplôme universitaire avec des personnes de niveaux d'études différents. Au Canada, le taux relatif de mariages entre personnes titulaires d'un diplôme universitaire et personnes ayant fait des études universitaires partielles a diminué de 38 % (passant de 0,201 à 0,125) et aux États-Unis, de 45 % (passant de 0,249 à 0,136). Les diminutions les plus importantes ont eu lieu au Canada durant les années 1970 et aux États-Unis durant les années 1980. Au Canada, la tendance à la baisse s'est arrêtée durant les années 1990 et les taux de mariage de personnes titulaires d'un diplôme universitaire avec des personnes de niveaux d'études différents avaient même légèrement augmenté en 2001.

Alors qu'au Canada les tendances étaient assez semblables pour les hommes et pour les femmes, aux États-Unis la diminution était presque entièrement attribuable à la diminution des mariages avec des femmes de niveaux d'études différents chez les hommes titulaires d'un diplôme universitaire (passant de 0,242 à 0,136 ou baisse de 44 %). La diminution des mariages avec des hommes de niveaux d'études différents chez les femmes titulaires d'un diplôme universitaire aux États-Unis (passant de 0,168 à 0,142 ou baisse de 15 %) était modeste par comparaison et, comme au Canada, elle s'est stabilisée et un léger mouvement à la hausse s'est même amorcé durant les années 1990.

Tableau 10 Cote exprimant la possibilité de mariage entre personnes de niveaux d'études différents par rapport à la cote exprimant la possibilité d'homogamie dans les mariages courants, États-Unis, 1970, 1980, 1990 et 2000

	Global				Femmes épousant des hommes moins instruits				Maris épousant des femmes moins instruites			
	Années d'études des conjoints				Années d'études des maris				Années d'études des femmes			
	< 9	9 à 11	12	13 à 15	< 9	9 à 11	12	13 à 15	< 9	9 à 11	12	13 à 15
1970												
9 à 11	0,282	...	...	...	0,199	...	...	...	0,287	...	...	...
12	0,043	0,304	...	...	0,029	0,212	...	...	0,042	0,304	...	...
13 à 15	0,003	0,025	0,248	...	0,002	0,018	0,169	...	0,003	0,026	0,243	...
> = 16	0,0003	0,001	0,021	0,249	0,0002	0,001	0,015	0,168	0,0003	0,001	0,022	0,242
1980												
9 à 11	0,218	...	...	...	0,170	...	...	...	0,220	...	...	...
12	0,031	0,259	...	...	0,024	0,201	...	...	0,031	0,259	...	...
13 à 15	0,004	0,027	0,270	...	0,003	0,021	0,208	...	0,004	0,028	0,268	...
> = 16	0,0002	0,001	0,021	0,219	0,0002	0,0004	0,017	0,168	0,0003	0,001	0,022	0,217
1990												
9 à 11	0,106	...	...	...	0,093	...	...	...	0,106	...	...	...
12	0,017	0,243	...	...	0,015	0,213	...	...	0,017	0,243	...	...
13 à 15	0,003	0,032	0,283	...	0,002	0,029	0,249	...	0,003	0,032	0,283	...
> = 16	0,0001	0,001	0,017	0,155	0,0001	0,001	0,015	0,137	0,0001	0,001	0,017	0,156
2000												
9 à 11	0,106	...	...	...	0,110	...	...	...	0,105	...	...	...
12	0,019	0,212	...	...	0,020	0,220	...	...	0,019	0,211	...	...
13 à 15	0,002	0,029	0,259	...	0,002	0,032	0,268	...	0,002	0,030	0,257	...
> = 16	0,0001	0,0005	0,014	0,136	0,0001	0,001	0,016	0,142	0,0001	0,001	0,015	0,136

...n'ayant pas lieu de figurer

Note : Les résultats de ce tableau sont dérivés des données des sources ci-dessous.

Source : University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des États-Unis de 1970 à 2000.

Tableau 11 Cote exprimant la possibilité de mariage entre personnes de niveaux d'études différents par rapport à la cote exprimant la possibilité d'homogamie dans les mariages courants, Canada, 1971, 1981, 1991 et 2001

	Global				Femmes épousant des hommes moins instruits				Maris épousant des femmes moins instruites			
	Années d'études des conjoints				Années d'études des maris				Années d'études des femmes			
	< 9	9 à 11	12	13 à 15	< 9	9 à 11	12	13 à 15	< 9	9 à 11	12	13 à 15
1970												
9 à 11	0,268	...	...	...	0,251	...	...	...	0,269	...	...	...
12	0,047	0,392	...	...	0,044	0,366	...	...	0,047	0,393	...	...
13 à 15	0,025	0,130	0,339	...	0,023	0,122	0,313	...	0,025	0,130	0,336	...
> = 16	0,0002	0,003	0,021	0,201	0,0002	0,003	0,019	0,186	0,0002	0,003	0,021	0,199
1980												
9 à 11	0,179	...	...	...	0,168	...	...	...	0,179	...	...	...
12	0,057	0,249	...	...	0,053	0,234	...	...	0,056	0,249	...	...
13 à 15	0,025	0,201	0,363	...	0,023	0,189	0,339	...	0,025	0,202	0,362	...
> = 16	0,0001	0,003	0,013	0,137	0,0001	0,002	0,012	0,128	0,0001	0,003	0,013	0,137
1990												
9 à 11	0,114	...	...	...	0,116	...	...	...	0,113	...	...	...
12	0,028	0,184	...	...	0,029	0,187	...	...	0,028	0,183	...	...
13 à 15	0,010	0,133	0,288	...	0,010	0,136	0,295	...	0,010	0,133	0,288	...
> = 16	0,0001	0,002	0,014	0,118	0,0001	0,002	0,014	0,120	0,0001	0,002	0,013	0,118
2000												
9 à 11	0,057	...	...	...	0,059	...	...	...	0,057	...	...	...
12	0,019	0,163	...	...	0,020	0,170	...	...	0,019	0,162	...	...
13 à 15	0,006	0,116	0,264	...	0,007	0,122	0,276	...	0,006	0,116	0,263	...
> = 16	0,0001	0,002	0,012	0,125	0,0001	0,002	0,012	0,131	0,0001	0,002	0,012	0,125

...n'ayant pas lieu de figurer

Note : Les résultats de ce tableau sont dérivés des données des sources ci-dessous.

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971 et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001.

Tendances au milieu

Aux États-Unis, les rapports des cotes pour les mariages entre personnes ayant fait des *études postsecondaires partielles* et les personnes *titulaires d'un diplôme d'études secondaires* ont augmenté entre 1970 et 1990 (passant de 0,248 à 0,283) pour redescendre à 0,259 en 2000. Les tendances aux États-Unis étaient toutefois très différentes dans le cas des hommes et des femmes. Les rapports des cotes pour les mariages avec des hommes de niveaux d'études différents chez les femmes ont augmenté de 59 % (passant de 0,169 à 0,268). Chez les hommes, ces rapports des cotes ont augmenté légèrement (passant de 0,243 à 0,283) de 1970 à 1990 avant de retomber à 0,257 en 2000. Au Canada, les mariages entre personnes de niveaux d'études différents ont augmenté durant les années 1970 puis ont diminué de façon marquée au cours des deux décennies suivantes pour afficher une diminution nette de 12 % et les variations étaient assez similaires chez les femmes et chez les hommes.

De 1970 à 2000, le rapport des cotes pour les mariages entre *diplômés du secondaire* et personnes ayant fait des *études secondaires partielles* a diminué, passant de 0,304 à 0,212 (baisse de 30 %) aux États-Unis mais la tendance globale était entièrement attribuable aux hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Chez les femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires, le rapport des cotes pour les mariages avec des hommes ayant fait des études secondaires partielles a en fait légèrement augmenté, passant de 0,212 à 0,220, pour la même période. Au Canada, la diminution des mariages entre titulaires d'un diplôme d'études secondaires et personnes ayant fait des études secondaires partielles a été encore plus marquée de 1971 à 2001, s'établissant à 58 % (de 0,392 à 0,163) et les tendances étaient très similaires pour les hommes et pour les femmes.

Mariages entre personnes de niveaux d'études différents à l'extrémité inférieure de la distribution

Les diminutions du rapport des cotes pour les mariages entre personnes ayant fait des études secondaires partielles et celles ayant moins de 9 années d'études étaient uniformément élevés au Canada et aux États-Unis, tant pour les hommes que pour les femmes. Aux États-Unis, le rapport des cotes pour les mariages entre personnes ayant moins de 9 années d'études et celles ayant entre 9 et 11 années d'études a diminué de 62 %, passant de 0,282 en 1970 à 0,106 en 2000. La baisse du rapport des cotes pour les mariages entre personnes de niveaux d'études différents chez les personnes les moins instruites était beaucoup plus importante dans le cas des maris que dans celui des femmes. Le rapport des cotes pour le mariage avec une personne moins instruite chez les personnes ayant de 9 à 11 années d'études a diminué de 63 % dans le cas des maris (passant de 0,287 à 0,105) comparativement à une baisse de 45 % chez les femmes. Ainsi, les chances des femmes les moins instruites d'épouser des hommes plus instruits ont diminué plus rapidement que celles des maris les moins instruits d'épouser des femmes plus instruites.

Au Canada, la cote exprimant la possibilité de mariage entre personnes ayant de 9 à 11 années d'études et personnes ayant moins de 9 années d'études a diminué de 79 % entre 1971 et 2001 et la diminution était d'un ordre de grandeur semblable chez les hommes et chez les femmes.

6. Conclusion

Notre analyse des mariages courants chez les jeunes adultes révèle plusieurs tendances claires en ce qui concerne l'homogamie éducationnelle et les mariages entre personnes de niveaux d'études différents aux États-Unis et au Canada. En premier lieu, le niveau global des taux tant absolus que relatifs d'homogamie éducationnelle ont augmenté sans ambiguïté dans l'un et l'autre pays au cours des trois décennies étudiées et nous ne trouvons aucune preuve de la courbe asymétrique en forme de U inversé dont font état certaines études antérieures. En deuxième lieu, la tendance globale au niveau national semble être attribuable principalement aux variations de l'association des niveaux d'études des maris et des femmes plutôt qu'aux variations de l'offre relative de partenaires plus ou moins instruits.

L'augmentation du taux d'homogamie maritale dans les deux pays est attribuable dans une large mesure à la baisse de la cote exprimant la possibilité de mariages entre personnes de niveaux d'études différents aux extrémités supérieure et inférieure de la hiérarchie éducationnelle, mais deux différences importantes s'observent. Les baisses des taux de mariage entre titulaires d'un

diplôme d'études secondaires et personnes aux niveaux d'études tant supérieur qu'inférieur étaient beaucoup plus importantes au Canada. D'ailleurs, les rapports des cotes pour les mariages entre personnes ayant fait des études universitaires partielles et diplômés du secondaire ont en fait augmenté aux États-Unis. En deuxième lieu, même si l'évolution des profils des mariages entre personnes de niveaux d'études différents est assez semblable chez les hommes et les femmes au Canada, les variations chez les hommes et chez les femmes aux États-Unis diffèrent de façon importante. La baisse de la cote exprimant la possibilité de mariage avec une personne moins instruite chez les titulaires d'un diplôme universitaire est un phénomène observé surtout chez les hommes aux États-Unis tandis que l'augmentation des mariages de personnes ayant fait des études postsecondaires partielles avec des titulaires d'un diplôme d'études secondaires s'observe principalement chez les femmes. Enfin, la cote exprimant la possibilité de mariage avec une personne moins instruite chez les femmes titulaires d'un diplôme d'études secondaires a légèrement augmenté au cours de la période mais a diminué chez les hommes titulaires d'un diplôme. Autrement dit, aux États-Unis, la possibilité d'épouser une femme à un niveau supérieur dans la hiérarchie éducationnelle s'est améliorée sensiblement pour les hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires et pour les hommes ayant moins de neuf années d'études et, comparativement aux femmes, elle a baissé seulement légèrement pour les hommes ayant fait des études postsecondaires partielles.

Nous observons deux importantes exceptions à la tendance générale à la hausse de l'homogamie. La première est l'augmentation mentionnée plus haut des mariages entre personnes ayant fait des études postsecondaires partielles et personnes titulaires d'un diplôme d'études secondaires aux États-Unis. La deuxième est la stabilisation et (ou) les petites augmentations des mariages entre personnes de niveaux d'études différents au cours des années 1990 chez les hommes et les femmes titulaires d'un diplôme universitaire au Canada et chez les femmes titulaires d'un diplôme universitaire aux États-Unis.

Il est toutefois risqué d'extrapoler à partir soit de la tendance globale, soit des exceptions à cette dernière pour tirer des conclusions fermes au sujet des comptes rendus théoriques courants des tendances. Nous sommes sceptiques quant à la possibilité de tirer des conclusions fermes concernant ce que les variations des taux relatifs semblent indiquer quant aux variations des *préférences* matrimoniales par rapport aux variations de la *structure des possibilités* matrimoniales. Les variations des taux relatifs (les rapports des cotes de l'homogamie ou pour le mariage entre personnes de niveaux d'études différents), après prise en compte des variations des distributions marginales au niveau national, ne révèlent pas grand-chose au sujet de la variation de la structure des possibilités matrimoniales au niveau « local », qu'il soit défini sur le plan géographique ou organisationnel (c.-à-d., écoles et milieux de travail), où la plupart des partenaires futurs se rencontrent.

La tendance croissante des femmes aux États-Unis ayant fait des études postsecondaires partielles d'épouser un homme moins instruit et les petites augmentations des mariages de femmes titulaires d'un diplôme d'études universitaires avec des hommes moins instruits durant les années 1990 dans l'un et l'autre pays semble être conforme aux observations d'Oppenheimer (1994) concernant l'évolution des préférences, soit la probabilité que plus de femmes instruites sont plus disposées à épouser un homme dont il est peu probable qu'il soit un bon soutien de famille mais qui a d'autres grands atouts et sont en mesure de ce faire. Toutefois, il importe de souligner que l'augmentation des mariages entre personnes de niveaux d'études différents aux

États-Unis a eu lieu principalement entre femmes ayant faits des études collégiales partielles et hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Les femmes ayant fait des études collégiales partielles n'étaient pas celles au plus grand potentiel ou aux ressources économiques les plus importantes. Même en 2000, elles affichaient un taux de participation au marché du travail nettement inférieur à celui des hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Parmi les personnes actives, les femmes ayant fait des études collégiales partielles avaient encore des gains inférieurs à 60 % de ceux des hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires[15]. De même, les femmes ayant fait des études universitaires ont affiché un taux de participation au marché du travail nettement inférieur et des gains moyens inférieurs à ceux des hommes ayant fait des études collégiales partielles. Par conséquent, la forte augmentation des mariages avec des hommes moins instruits chez les femmes ayant fait des études collégiales partielles au cours des trois décennies et la petite augmentation des mariages avec des hommes moins instruits chez les femmes ayant achevé leurs études collégiales pourrait refléter principalement la possibilité que les femmes instruites qui n'ont pas de succès sur le marché du travail épousent des hommes qui sont moins instruits mais dont la situation financière est néanmoins supérieure. Il faut mener d'autres études empiriques pour confirmer cette possibilité.

La tendance globale à la baisse des mariages entre personnes de niveaux d'études différents, particulièrement entre les années 1970 et 1971 et les années 1990 et 1991, dans l'un et l'autre pays n'appuie pas l'hypothèse du cycle de vie de Mare (1991) qui postule que la variation de la structure des possibilités est le mécanisme causal, c'est-à-dire que l'intervalle de temps plus long entre l'achèvement des études et le mariage augmente la probabilité que les hommes et les femmes ayant des antécédents scolaires différents se rencontrent. En particulier, l'hypothèse du cycle de vie donne à penser que le mariage de personnes au niveau des études universitaires avec des personnes de niveaux d'études différents est particulièrement sensible à l'intervalle de temps qui s'écoule entre le départ de l'école et le mariage. Toutefois, pour les personnes ayant fait des études universitaires, cet intervalle de temps n'a cessé d'augmenter au cours des trois décennies au Canada tandis que les mariages de personnes ayant fait des études universitaires avec des personnes de niveaux d'études différents ont diminué sensiblement entre 1970 et 1990 et légèrement augmenté seulement durant les années 1990[16].

---

15. En examinant les données de l'échantillon du fichier à grande diffusion du Recensement des États-Unis de 2000, nous constatons que chez les jeunes femmes mariées (de moins de 35 ans) le taux de participation au marché du travail (défini ici comme étant le pourcentage de ces femmes ayant un revenu d'emploi positif au cours de l'année précédente) était d'environ 82 % chez les femmes ayant fait des études universitaires, de 72 % chez celles ayant fait des études collégiales partielles et de 66 % chez celles titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Chez celles ayant un revenu d'emploi positif, les gains moyens étaient de 34 000 $ pour les femmes ayant fait des études universitaires, de 21 100 $ pour celles ayant fait des études collégiales partielles et de 17 300 $ pour les diplômées du secondaire. Chez les jeunes hommes mariés, le taux de participation au marché du travail était de 96 % chez ceux ayant fait des études universitaires, de 94 % chez ceux ayant fait des études collégiales partielles et de 91 % chez les titulaires d'un diplôme d'études secondaires. Chez les jeunes maris ayant un revenu d'emploi positif, les gains moyens étaient de 55 800 $ chez ceux ayant fait des études universitaires, de 36 700 $ chez ceux ayant fait des études collégiales partielles et de 31 700 $ chez ceux titulaires d'un diplôme d'études secondaires.
16. Aux États-Unis, l'intervalle de temps entre l'âge au moment du mariage et l'âge au moment du départ de l'école a augmenté à compter de 1970 jusque vers la fin des années 1980, mais s'est peut-être stabilisé durant les années 1990 (Schwartz et Mare, 2005). Au Canada, l'intervalle entre les deux événements augmente sans cesse depuis le début des années 1970. L'âge médian au moment du premier mariage a augmenté d'environ 6 ans tandis que le nombre médian d'années d'études chez les jeunes adultes de 20 à 30 ans n'est passé que de 12 à 14 ans.

Toutefois, il est clair que le revirement dans l'homogamie maritale postulé par les théoriciens de la modernisation (Smith, Ultee et Lammers, 1998; Smits, Ultee et Lammers, 2000; et Smits, 2003) n'a pas encore eu d'importantes répercussions sur les profils d'union conjugale au Canada et aux États-Unis. De telles répercussions seraient appréciées des décideurs et de ceux que l'inégalité croissante des revenus des familles préoccupe. L'augmentation de l'homogamie éducationnelle, ainsi que le choix du conjoint reposant de plus en plus sur le niveau d'études, a été une force sous-jacente importante dans l'augmentation de l'inégalité des gains des familles. Si ces tendances des niveaux absolus d'homogamie maritale étaient attribuables principalement à la révolution sur le plan des niveaux de scolarité des femmes (variations des « marginales »), il y aurait lieu d'être optimiste, puisque la tendance atteint sans aucun doute son point culminant maintenant. Cependant, ce n'est pas le cas : la plus grande partie de l'augmentation de l'homogamie maritale est attribuable à la variation de l'association entre les niveaux d'études des maris et des femmes plutôt qu'à la variation de ces niveaux. Les exceptions semblent indiquer que cette tendance à la hausse se modère mais ne permettent guère d'espérer une inversion importante dans un proche avenir.

Tableau 12 Paramètres et interprétations des modèles log-linéaires courants de mariages assortatifs selon le niveau d'études pour les couples âgés de moins de 35 ans, États-Unis, 1970 et 2000

1970

Paramètres

1. Modèle de quasi-indépendance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	2,2	0,0	0,0	0,0	0,0
(2)	0,0	1,0	0,0	0,0	0,0
(3)	0,0	0,0	0,6	0,0	0,0
(4)	0,0	0,0	0,0	0,7	0,0
(5)	0,0	0,0	0,0	0,0	2,7

2. Modèle de franchissement

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,8	-1,6	-2,6	-3,5
(2)	-0,8	0,0	-0,8	-1,8	-2,7
(3)	-1,6	-0,8	0,0	-1,0	-1,9
(4)	-2,6	-1,8	-1,0	0,0	-1,0
(5)	-3,5	-2,7	-1,9	-1,0	0,0

3. Modèle de distance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,6	-1,8	-3,4	-4,2
(2)	-0,6	0,0	-0,6	-1,8	-3,4
(3)	-1,8	-0,6	0,0	-0,6	-1,8
(4)	-3,4	-1,8	-0,6	0,0	-0,6
(5)	-4,2	-3,4	-1,8	-0,6	0,0

4. Modèle de quasi-symétrie

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,6	-1,6	-2,9	-4,3
(2)	-0,6	0,0	-0,6	-1,9	-3,7
(3)	-1,6	-0,6	0,0	-0,7	-2,0
(4)	-2,9	-1,9	-0,7	0,0	-0,7
(5)	-4,3	-3,7	-2,0	-0,7	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

1. Modèle de quasi-indépendance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-3,2	...	...	...
(3)	-2,8	-1,6	...	...
(4)	-2,9	-1,7	-1,3	...
(5)	-4,9	-3,7	-3,3	-3,4

2. Modèle de franchissement

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,6	...	...	...
(3)	-3,2	-1,6	...	...
(4)	-5,1	-3,5	-2,0	...
(5)	-7,0	-5,4	-3,9	-1,9

3. Modèle de distance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,2	...	...	...
(3)	-3,6	-1,2	...	...
(4)	-6,7	-3,6	-1,2	...
(5)	-8,5	-6,7	-3,6	-1,2

4. Modèle de quasi-symétrie

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,3	...	...	...
(3)	-3,1	-1,2	...	...
(4)	-5,7	-3,7	-1,4	...
(5)	-8,5	-7,5	-3,9	-1,4

2000

Paramètres

1. Modèle de quasi-indépendance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	3,7	0,0	0,0	0,0	0,0
(2)	0,0	1,8	0,0	0,0	0,0
(3)	0,0	0,0	1,0	0,0	0,0
(4)	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0
(5)	0,0	0,0	0,0	0,0	2,4

2. Modèle de franchissement

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-1,2	-2,1	-2,9	-4,1
(2)	-1,2	0,0	-0,9	-1,8	-2,9
(3)	-2,1	-0,9	0,0	-0,8	-2,0
(4)	-2,9	-1,8	-0,8	0,0	-1,1
(5)	-4,1	-2,9	-2,0	-1,1	0,0

3. Modèle de distance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,8	-2,0	-3,5	-4,2
(2)	-0,8	0,0	-0,8	-2,0	-2,9
(3)	-2,0	-0,8	0,0	-0,8	-2,0
(4)	-3,5	-2,0	-0,8	0,0	-0,8
(5)	-4,5	-3,5	-2,0	-0,8	0,0

4. Modèle de quasi-symétrie

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-1,1	-2,0	-3,2	-4,6
(2)	-1,1	0,0	-0,8	-1,8	-3,8
(3)	-2,0	-0,8	0,0	-0,7	-2,1
(4)	-3,2	-1,8	-0,7	0,0	-1,0
(5)	-4,6	-3,8	-2,1	-1,0	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

1. Modèle de quasi-indépendance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-5,5	...	...	...
(3)	-4,7	-2,8	...	...
(4)	-4,0	-2,1	-1,3	...
(5)	-6,1	-4,2	-3,4	-2,7

2. Modèle de franchissement

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-2,4	...	...	...
(3)	-4,2	-1,9	...	...
(4)	-5,9	-3,5	-1,7	...
(5)	-8,2	-5,8	-3,9	-2,3

3. Modèle de distance

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,7	...	...	...
(3)	-4,0	-1,7	...	...
(4)	-6,9	-4,0	-1,7	...
(5)	-9,1	-6,9	-4,0	-1,7

4. Modèle de quasi-symétrie

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-2,3	...	...	...
(3)	-4,0	-1,6	...	...
(4)	-6,3	-3,5	-1,4	...
(5)	-9,2	-7,6	-4,2	-2,0

...n'ayant pas lieu de figurer

1. Niveau d'études de la femme.

Notes : Niveaux d'études : (1) Moins d'une 9e année, 9e à 11e année; (2) 12e année; (3) 1 à 3 ans d'études collégiales; (4) 4 ans et plus d'études collégiales. Qualitéde l'ajustement pour 1970 : modèle de quasi-indépendance ddl=11, L^2 =17783, BIC=17656; modèle de franchissement ddl=12, L^2=2398, BIC=2260; modèle de distance ddl=12, L^2=705, BIC=567; modèle de quasi-symétrie ddl=6, L^2=270, BIC=201; n =100 470. Qualité de l'ajustement pour 2000 : modèle de quasi-indépendance ddl=11, L^2=10145, BIC=10018; modèle de franchissement ddl=12, L2=1005, BIC=867; modèle de distance ddl=12, L^2=946, BIC=808; modèle de quasi-symétrie ddl=6, L^2=12, BIC=-57; n =100 180.

Sources : University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des ÉtatsUnis de 1970 à 2000.

Tableau 13 Paramètres et interprétations de modèles log-linéaires courants de mariages entre personnes de même niveau d'études pour les couples âgés de moins de 35 ans, Canada, 1971 et 2001

1971

1. Modèle de quasi-indépendance

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	1,8	0,0	0,0	0,0	0,0
(2)	0,0	0,5	0,0	0,0	0,0
(3)	0,0	0,0	0,6	0,0	0,0
(4)	0,0	0,0	0,0	0,8	0,0
(5)	0,0	0,0	0,0	0,0	3,1

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-2,2	...	...	...
(3)	-2,3	-1,0	...	...
(4)	-2,6	-1,2	-1,3	...
(5)	-4,9	-3,6	-3,7	-3,9

2. Modèle de franchissement

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,8	-1,4	-2,0	-3,2
(2)	-0,8	0,0	-0,6	-1,3	-2,5
(3)	-1,4	-0,6	0,0	-0,7	-1,9
(4)	-2,0	-1,3	-0,7	0,0	-1,2
(5)	-3,2	-2,5	-1,9	-1,2	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,6	...	...	...
(3)	-2,7	-1,2	...	...
(4)	-4,1	-2,5	-1,4	...
(5)	-6,5	-4,9	-3,8	-2,4

3. Modèle de distance

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,6	-1,3	-2,2	-4,1
(2)	-0,6	0,0	-0,6	-1,3	-2,2
(3)	-1,3	-0,6	0,0	-0,6	-1,6
(4)	-2,2	-1,3	-0,6	0,0	-1,3
(5)	-4,1	-2,2	-1,3	-0,6	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,1	...	...	...
(3)	-2,7	-1,1	...	...
(4)	-4,5	-2,7	-1,1	...
(5)	-8,2	-4,5	-2,7	-1,1

4. Modèle de quasi-symétrie

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,7	-1,5	-1,8	-4,4
(2)	-0,7	0,0	-0,5	-1,0	-3,0
(3)	-1,5	-0,5	0,0	-0,5	-1,9
(4)	-1,8	-1,0	-0,5	0,0	-0,8
(5)	-4,4	-3,0	-1,9	-0,8	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,3	...	...	...
(3)	-3,0	-0,9	...	...
(4)	-3,7	-2,0	-1,1	...
(5)	-8,8	-6,0	-3,9	-1,6

2001

1. Modèle de quasi-indépendance

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	4,6	0,0	0,0	0,0	0,0
(2)	0,0	2,0	0,0	0,0	0,0
(3)	0,0	0,0	1,2	0,0	0,0
(4)	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0
(5)	0,0	0,0	0,0	0,0	2,4

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	-6,6	...	...	...
(2)	-5,8	-3,2	...	...
(3)	-4,5	-1,9	-1,2	...
(4)	-7,0	-4,4	-3,6	-2,4
(5)	...	...	...	...

2. Modèle de franchissement

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-1,7	-2,4	-3,0	-4,2
(2)	-1,7	0,0	-0,7	-1,3	-2,5
(3)	-2,4	-0,7	0,0	-0,6	-1,8
(4)	-3,0	-1,3	-0,6	0,0	-1,2
(5)	-4,2	-2,5	-1,8	-1,2	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-3,4	...	...	...
(3)	-4,9	-1,5	...	...
(4)	-6,1	-2,7	-1,2	...
(5)	-8,4	-5,0	-3,5	-2,3

3. Modèle de distance

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-0,9	-1,5	-3,0	-4,9
(2)	-0,9	0,0	-0,9	-1,5	-3,0
(3)	-1,5	-0,9	0,0	-0,9	-1,5
(4)	-3,0	-1,5	-0,9	0,0	-0,9
(5)	-4,9	-3,0	-1,5	-0,9	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-1,8	...	...	...
(3)	-3,0	-1,8	...	...
(4)	-6,0	-3,0	-1,8	...
(5)	-9,8	-6,0	-3,0	-1,8

4. Modèle de quasi-symétrie

Paramètres

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1)	0,0	-1,7	-2,3	-2,9	-5,2
(2)	-1,7	0,0	-1,0	-1,1	-3,1
(3)	-2,3	-1,0	0,0	-0,6	-2,2
(4)	-2,9	-1,1	-0,6	0,0	-1,0
(5)	-5,2	-3,1	-2,2	-1,0	0,0

Logarithme du rapport des cotes pour les mariages de personnes de deux niveaux d'études différents

De la femme[1]	Niveau d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)
(1)	...	...	...	...
(2)	-3,4	...	...	...
(3)	-4,6	-2,0	...	...
(4)	-5,9	-2,2	-1,3	...
(5)	-10,5	-6,3	-4,3	-2,1

...n'ayant pas lieu de figurer

1. Niveau d'études de la femme.

Notes : Niveaux d'études : (1) Moins d'une 9e année; (2) Études secondaires partielles; (3) Diplôme d'études secondaires; (4) Études postsecondaires partielles; (5) Diplôme universitaire et plus. Qualité de l'ajustement pour 1971 : modèle de quasi-indépendance ddl=11, L^2=12756, BIC=12629; modèle de franchissement ddl=12, L^2=1899, BIC=1761; modèle de distance ddl=12,L^2=2029, BIC=1901; modèle de quasi-symétrie ddl=6, L^2=70, BIC=1; n =100 590. Qualité de l'ajustement pour 2001 : modèle de quasi-indépendance ddl=11, L^2=5593, BIC=5466; modèle de franchissement ddl=12, L^2=1725, BIC=1587; modèle de distance ddl=12, L^2=3498, BIC=3360; modèle de quasi-symétrie ddl=6, L^2=13, BIC=-6; n =100 640.

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001.

Tableau 14 Variations des paramètres dans les modèles de quasi-symétrie et d'hypergamie pour les mariages chez les jeunes adultes, États-Unis et Canada

	États-Unis		Canada, légalement mariés et en union libre		Canada, légalement mariés	
	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 3	Modèle 4
Quasi-symétrie						
$\lambda_{s51,}$ **1970**[1]	-4,22 ***	-4,26 ***	-4,37 ***	-4,37 ***	-4,37 ***	-4,37 ***
Δ1980/1970	-0,04	-0,01	-0,08	-0,09	-0,10	-0,12
Δ1990/1970	-0,57 ***	-0,49 **	-0,56 **	-0,53 **	-0,72 ***	-0,69 ***
Δ2000/1970	-0,53 ***	-0,29 *	-0,55 ***	-0,48 **	-0,89 ***	-0,76 ***
$\lambda_{s52,}$ **1970**	-3,75 ***	-3,78 ***	-2,99 ***	-2,99 ***	-2,99 ***	-2,99 ***
Δ1980/1970	-0,12	-0,10	-0,01	-0,01	0,00	-0,01
Δ1990/1970	-0,07	-0,01	-0,18 ***	-0,14 **	-0,19 ***	-0,15 **
Δ2000/1970	-0,16 *	0,04	-0,23 ***	-0,17 **	-0,18 ***	-0,07
$\lambda_{s53,}$ **1970**	-2,02 ***	-2,09 ***	-1,95 ***	-1,97 ***	-1,95 ***	-1,97 ***
Δ1980/1970	0,01	0,05	-0,23 ***	-0,23 ***	-0,24 ***	-0,24 ***
Δ1990/1970	-0,11 ***	-0,01	-0,21 ***	-0,17 ***	-0,22 ***	-0,18 ***
Δ2000/1970	-0,19 ***	0,01	-0,29 ***	-0,23 ***	-0,24 ***	-0,13 **
$\lambda_{s54,}$ **1970**	-0,79 ***	-0,89 ***	-0,82 ***	-0,84 ***	-0,81 ***	-0,84 ***
Δ1980/1970	-0,06 **	0,00	-0,19 ***	-0,19 ***	-0,19 ***	-0,20 ***
Δ1990/1970	-0,24 ***	-0,10 ***	-0,27 ***	-0,22 ***	-0,27 ***	-0,22 ***
Δ2000/1970	-0,30 ***	-0,09 **	-0,24 ***	-0,18 ***	-0,23 ***	-0,13 ***
$\lambda_{s41,}$ **1970**	-2,94 ***	-3,04 ***	-1,86 ***	-1,88 ***	-1,85 ***	-1,88 ***
Δ1980/1970	0,04	0,11	-0,01	-0,01	-0,03	-0,04
Δ1990/1970	-0,14	0,00	-0,46 ***	-0,41 ***	-0,53 ***	-0,48 ***
Δ2000/1970	-0,33 ***	-0,08	-0,71 ***	-0,64 ***	-1,11 ***	-0,99 ***
$\lambda_{s42,}$ **1970**	-1,94 ***	-2,01 ***	-1,03 ***	-1,05 ***	-1,03 ***	-1,05 ***
Δ1980/1970	0,04	0,09 *	0,22 ***	0,22 ***	0,21 ***	0,20 ***
Δ1990/1970	0,13 ***	0,24 ***	0,01	0,06 *	-0,01	0,04
Δ2000/1970	0,08 *	0,29 ***	-0,06 **	0,00	-0,07 ***	0,02
$\lambda_{s43,}$ **1970**	-0,79 ***	-0,89 ***	-0,55 ***	-0,58 ***	-0,55 ***	-0,58 ***
Δ1980/1970	0,04 **	0,10 ***	0,03 *	0,04	0,03	0,03
Δ1990/1970	0,07 ***	0,19 ***	-0,08 ***	-0,03	-0,07 ***	-0,02
Δ2000/1970	0,02	0,23 ***	-0,12 ***	-0,06 *	-0,10 ***	-0,01
$\lambda_{s31,}$ **1970**	-1,66 ***	-1,76 ***	-1,54 ***	-1,56 ***	-1,53 ***	-1,56 ***
Δ1980/1970	-0,16 ***	-0,10 *	0,09 **	0,09 *	0,07 *	0,07
Δ1990/1970	-0,45 ***	-0,32 ***	-0,26 ***	-0,21 ***	-0,39 ***	-0,34 ***
Δ2000/1970	-0,42 ***	-0,20 ***	-0,45 ***	-0,39 ***	-0,79 ***	-0,69 ***
$\lambda_{s32,}$ **1970**	-0,69 ***	-0,78 ***	-0,48 ***	-0,50 ***	-0,48 ***	-0,50 ***
Δ1980/1970	-0,08 ***	-0,03	-0,23 ***	-0,23 ***	-0,24 ***	-0,25 ***
Δ1990/1970	-0,11 ***	0,00	-0,38 ***	-0,34 ***	-0,42 ***	-0,37 ***
Δ2000/1970	-0,18 ***	0,02	-0,44 ***	-0,38 ***	-0,56 ***	-0,47 ***
$\lambda_{s21,}$ **1970**	-0,72 ***	-0,81 ***	-0,67 ***	-0,69 ***	-0,67 ***	-0,69 ***
Δ1980/1970	-0,13 ***	-0,08 *	-0,20 ***	-0,20 ***	-0,22 ***	-0,23 ***
Δ1990/1970	-0,49 ***	-0,38 ***	-0,43 ***	-0,39 ***	-0,55 ***	-0,50 ***
Δ2000/1970	-0,49 ***	-0,30 ***	-0,77 ***	-0,72 ***	-1,05 ***	-0,97 ***
Hypergamie, 1970	0,18 ***	0,36 ***	0,03 *	0,07 **	0,02	0,07 **
Δ1980/1970	...	-0,11 **	...	0,00	...	0,01
Δ1990/1970	...	-0,24 ***	...	-0,09 **	...	-0,10 **
Δ2000/1970	...	-0,41 ***	...	-0,12 **	...	-0,19 ***

...n'ayant pas lieu de figurer

* Significatif au niveau de 10 %

** Significatif au niveau de 5 %

*** Significatif au niveau de 1 %

1. Pour le Canada, les années sont les suivantes : $\lambda_{s51,}$ 1971; Δ1981/1971; Δ1991/1971; Δ2001/1971.

Notes : Les résultats pour les modèles 1 et 2 ne sont pas présentés ici, voir les spécifications au tableau 9. Tous les modèles dans ce tableau comprennent les principaux effets des niveaux d'études des femmes, des niveaux d'études des maris et de la période, ainsi que les interactions bidirectionnelles entre la période et les niveaux d'études.

Sources : Statistique Canada, fichiers de microdonnées d'un échantillon à 33 % du Recensement du Canada de 1971 et d'un échantillon à 20 % des recensements décennaux du Canada de 1981 à 2001; University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusion des recensements des États-Unis de 1970 à 2000.

Annexe A Tendances de l'homogamie éducationnelle dans les premiers mariages nouvellement contractés

Les données sur les premiers mariages contractés récemment aux États-Unis ont été dérivées à partir du fichier de données à grande diffusion d'un échantillon à 1 % du Recensement des États-Unis de 1970 et d'un échantillon à 5 % du Recensement de 1980, ainsi que de l'enquête Current Population Survey menée en juin 1990 et 1992. Tous ces fichiers ont été téléchargés à partir de la série de microdonnées Integrated Public Use Microdata Series (Ruggles, Sobek et coll., 2003). Les données les plus récentes proviennent de l'enquête Survey of Income and Program Participation, panel de 2001, cycle 2 (United States Department of Commerce, 2004). Pour le Canada, les données ont été dérivées à partir du fichier sur la famille, fichier de données à grande diffusion d'un échantillon à 3 % du Recensement de 1971 (Statistique Canada, 1975), de l'Enquête sur la fécondité au Canada de 1984 (Balakrishnan, Krotki et Lapierre-Adamcyk, 1988) et de l'Enquête sociale générale de 1990 et de 2001 (Statistique Canada, 1991; 2002).

Les premiers mariages récents ont été définis comme étant ceux de personnes qui se sont mariées pour la première fois au cours des deux années précédentes aux États-Unis et au cours des trois années précédentes au Canada. Nous utilisons une période d'un an plus longue pour le Canada de manière à accroître la taille de l'échantillon. Nous incluons seulement les personnes âgées de moins de 35 ans au moment de l'enquête, aux fins de compatibilité avec notre analyse des mariages courants où l'inclusion d'âges plus avancés créerait trop de chevauchements sur une période de dix ans. Nous prenons en considération seulement les mariages de personnes de race blanche, puisque les mariages interraciaux peuvent présenter un profil particulier d'appariement sur le plan du niveau d'études (Kalmijn, 1991) et que nous ne pouvons pas tirer un échantillon de taille suffisamment grande des enquêtes récentes pour nous permettre d'étudier séparément des groupes de personnes autres que de race blanche.

Tel qu'il est indiqué aux tableaux A.1 et A.2, la taille de l'échantillon pour différentes années va de 450 à 76 850 couples mariés aux États-Unis et de 520 à 4 350 couples mariés au Canada. Suivant la pratique courante dans la littérature (p. ex., Raymo et Xie, 2000), nous modifions la taille de l'échantillon de manière à obtenir environ 2 000 couples pour chaque année. En outre, nous utilisons les tailles d'échantillon modifiées plus grandes ainsi que plus petites pour vérifier la sensibilité de nos résultats. Les valeurs des estimations de paramètre fondées sur différentes tailles d'échantillon modifiées sont très similaires mais elles sont plus susceptibles d'être significatives dans le cas d'un échantillon de taille plus grande.

Les tableaux A.1 et A.2 montrent la distribution en pourcentage des jeunes mariés selon les niveaux d'études des femmes et des maris aux États-Unis et au Canada entre les années 1970 et 1971 et l'année 2001. Les totaux des lignes et des colonnes révèlent que le niveau d'études moyen a augmenté de façon spectaculaire tant pour les hommes que pour les femmes au cours des quatre dernières décennies, mais particulièrement pour les femmes (le total de la colonne). Par exemple, en 2001, 45,9 % des femmes et 37,3 % des maris ont obtenu un diplôme d'études universitaires aux États-Unis, comparativement à 14,2 % et à 20,2 % en 1970. Les femmes nouvellement mariées avaient alors des niveaux d'études moyens supérieurs à ceux de leurs maris, le contraire de la situation qui existait 40 ans auparavant. Une évolution semblable a eu lieu au Canada.

Ces tableaux montrent également certains changements globaux sur le plan de l'homogamie éducationnelle chez les couples dans le cas de premiers mariages contractés récemment. Une mesure brute de l'homogamie éducationnelle est donnée par le pourcentage de mariages d'hommes et de femmes de même niveau d'études (la somme des cellules sur la diagonale dans les tableaux 5 par 5). Selon cette mesure, les États-Unis et le Canada semblent avoir connu des tendances différentes au chapitre de l'homogamie éducationnelle. Dans les années 1970, 51 % des premiers mariages contractés récemment étaient homogames du point de vue du niveau d'études aux États-Unis. Le pourcentage de premiers mariages dont les conjoints appartenaient aux même groupes de niveaux d'études aux États-Unis a augmenté progressivement pour atteindre 53 % en 1980 et 55 % au début des années 1990, puis a diminué, passant à 52 % en 2001. Au Canada, le niveau d'homogamie éducationnelle chez les nouveaux mariés a peu évolué entre 1971 et 1990, puis a augmenté soudainement, passant de 44 % en 1990 à 57 % en 2001. Étant donné que les tailles d'échantillon pour les États-Unis en 2001 et pour le Canada depuis 1984 étaient petites, bien que de l'ordre de celles de certaines études publiées (p. ex., Kalmijn, 1991a et 1991b; Halpin et Chan, 2003), nous devons interpréter ces tendances avec prudence.

Les résultats des modèles log-multiplicatifs de variation uniforme montrent que le niveau d'homogamie éducationnelle dans les premiers mariages de jeunes mariés a peu évolué aux États-Unis et au Canada entre 1970 et 1990. Depuis, l'homogamie éducationnelle a diminué aux États-Unis mais a considérablement augmenté au Canada. Le paramètre normalisé Φ indiquant l'importance relative de l'homogamie éducationnelle (Xie, 1992) était de 0,52 en 1970, de 0,54 en 1980, de 0,52 en 1990 et de 0,41 en 2001. Les chiffres correspondants au Canada sont de 0,49, 0,44, 0,45 et 0,60. De nouveau, l'examen de l'évolution qui s'est produite durant les années 1990 était fondé sur un petit échantillon dans l'un et l'autre pays.

Étant donné que la taille de notre échantillon pour les années 1990 est trop petite pour les premiers mariages, nous ne procédons pas à d'autres analyses de la variation hétérogène selon le niveau d'études.

Tableau A.1 Mariage assortatif selon le niveau de scolarité chez les jeunes mariés, États-Unis, 1970, 1980, 1990 et 1992, et 2001

Années d'études de la femme	Années d'études du mari					Total	Somme des diagonales
	< 9	9 à 11	12	13 à 15	> = 16		
	pourcentage						
1970							
< 9	1,7	1,2	0,9	0,1	0,1	7,4	
9 à 11	1,7	5,0	5,9	1,1	0,2	10,4	
12	1,8	6,5	26,1	9,8	3,9	48,0	
13 à 15	0,2	0,8	4,7	8,0	6,2	19,9	
> = 16	0,1	0,2	1,3	2,8	9,9	14,2	
Total	5,4	13,7	38,9	21,8	20,2	100,0	50,8
Taille de l'échantillon						16 697	
1980							
< 9	1,2	0,9	0,7	0,2	0,1	6,1	
9 à 11	1,0	4,6	5,6	1,0	0,2	9,2	
12	1,0	5,5	26,5	8,5	3,4	44,8	
13 à 15	0,2	0,8	6,6	9,0	6,0	22,7	
> = 16	0,0	0,1	1,7	3,5	11,9	17,3	
Total	3,4	12,0	41,1	22,1	21,5	100,0	53,1
Taille de l'échantillon						76 848	
1990 et 1992							
< 9	1,5	0,5	0,6	0,2	0,1	2,8	
9 à 11	0,6	3,8	4,5	0,6	0,1	9,6	
12	1,2	3,2	23,2	4,8	3,1	35,6	
13 à 15	0,6	1,2	8,9	10,3	5,8	26,8	
> = 16	0,1	0,3	4,0	4,9	16,1	25,3	
Total	4,0	8,9	41,2	20,7	25,2	100,0	54,9
Taille de l'échantillon						1 596	
2001							
< 9	2,1	0,5	0,4	0,0	0,0	3,0	
9 à 11	0,2	3,5	4,4	2,0	0,4	10,5	
12	0,4	1,9	11,9	4,4	4,3	22,7	
13 à 15	0,0	1,3	6,3	6,1	4,1	17,8	
> = 16	0,0	1,0	8,9	7,4	28,6	45,9	
Total	2,7	8,1	31,9	19,9	37,3	100,0	52,2
Taille de l'échantillon						447	

Sources : University of Minnesota, Minnesota Population Center, fichiers de microdonnées à grande diffusiondes recensements des États-Unis de 1970 et 1980, et la Current Population Survey menée en juin 1990 et 1992,United States Department of Commerce, Survey of Income and Program Participation, panel de 2001, cycle 2.

Tableau A.2 Mariage assortatif selon le niveau d'études chez les jeunes mariés, Canada, 1971, 1984, 1990 et 2001

Années d'études de la femme	Années d'études du mari (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Total	Somme des diagonales
			pourcentage				
1971							
(1) < 9e année	6,8	5,1	0,8	0,5	0,2	13,5	
(2) Études secondaires partielles	7,0	18,6	7,6	3,4	1,8	38,5	
(3) Diplôme d'études secondaires	2,5	9,6	9,7	4,5	2,9	29,0	
(4) Études postsecondaires partielles	0,6	2,1	2,6	4,3	3,5	13,0	
(5) Diplôme universitaire +	0,1	0,3	0,4	1,0	4,2	6,0	
Total	17,0	35,6	21,2	13,6	12,6	100,0	43,7
Taille de l'échantillon						4 346	
1984							
(1) < 9e année	0,6	0,8	1,0	0,0	0,2	2,5	
(2) Études secondaires partielles	1,7	3,1	10,3	2,3	0,7	18,2	
(3) Diplôme d'études secondaires	0,8	0,9	23,6	6,9	4,4	36,6	
(4) Études postsecondaires partielles	0,2	0,9	9,7	9,5	6,5	26,8	
(5) Diplôme universitaire +	0,2	0,4	3,7	3,1	8,6	15,8	
Total	3,5	6,2	48,3	21,8	20,3	100,0	45,4
Taille de l'échantillon						514	
1990							
(1) < 9e année	0,7	0,1	0,4	0,8	0,0	1,9	
(2) Études secondaires partielles	0,5	3,8	4,1	2,3	0,5	11,1	
(3) Diplôme d'études secondaires	0,9	4,9	8,4	10,4	1,5	26,0	
(4) Études postsecondaires partielles	0,3	6,5	8,1	19,6	6,1	40,6	
(5) Diplôme universitaire +	0,9	0,4	1,4	6,2	11,6	20,4	
Total	3,1	15,7	22,3	39,3	19,7	100,0	44,0
Taille de l'échantillon						450	
2001							
(1) < 9e année	0,1	0,2	0,0	0,3	0,0	0,6	
(2) Études secondaires partielles	0,1	1,7	0,6	0,6	0,0	3,0	
(3) Diplôme d'études secondaires	0,3	1,4	7,2	8,3	0,5	17,6	
(4) Études postsecondaires partielles	0,6	2,8	11,1	24,9	6,1	45,4	
(5) Diplôme universitaire +	0,1	0,3	3,4	6,4	23,3	33,4	
Total	1,2	6,3	22,2	40,4	29,9	100,0	57,2
Taille de l'échantillon						522	

Sources : Fichier sur la famille de microdonnées à grande diffusion du Recensement du Canada de 1971, et Enquête sociale générale de 1990 et de 2001; University of Western Ontario, Population Studies Centre, Enquête sur la fécondité de 1984.

Bibliographie

Balakrishnan, T.R. (Chercheur principal), Karol J. Krotki, et Evelyne Lapierre-Adamcyk. 1988. « Canadian Fertility Survey, 1984 ». (Fichier de données lisibles par machine.) London, Ontario : Population Studies Centre, Department of Sociology, University of Western Ontario. Août 1988.

Duncan, Roderick. 2003. « Does sex and the city predict the future of marriage? » *Challenge*. 46, 3 : 73–88.

Esping-Andersen, Gøsta. 2007. « Sociological explanations of changing income distributions ». *American Behavioral Scientist*. 50 : 639–658.

Fortin, Nicole M. et Tammy Schirle. 2006. « Gender dimensions of changes in earnings inequality in Canada ». Dans *Dimensions of Inequality in Canada*. Jonathan R. Kesselman and David A. Green (rév.). Vancouver, C.B.: UBC Press.

Gelissen, John. 2004. « Assortative mating after divorce: a test of two competing hypotheses using marginal models ». *Social Science Research*. 33,3 : 361–384.

Goldthorpe, John H. 2000. « On Sociology: Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory ». Oxford : Oxford University Press.

Goldthorpe, John H. 1987. « Social Mobility and Class Structure in Modern Britain ». Oxford : Clarendon Press.

Goodman, Leo A., et Michael Hout. 1998. « Statistical methods and graphical displays for analyzing how the association between two qualitative variables differs among countries, among groups, or over time: A modified regression-type approach ». *Sociological Methodology*. 28, 1 : 175–230.

Haberman, Shelly J. 1979. « Analysis of Qualitative Data: New Developments ». Vol. 2. New York : Academic Press.

Halpin, Brendan, et Tak Wing Chan. 2003. « Education homogamy in Ireland and Britain: Trends and patterns ». *British Journal of Sociology*. 54, 4 : 473–495.

Hout, Michael. 1983. « Mobility Tables ». Newbury Park, CA : SAGE Publications.

Hyslop, Dean R. 2001. « Rising U.S. earnings inequality and family labor supply: The covariance structure of intrafamily earnings ». *American Economic Review*. 91, 4 : 755–777.

Kalmijn, Matthijs. 1991a. « Shifting boundaries: Trends in religious and educational homogamy ». *American Sociological Review*. 56, 6 : 786–800.

Kalmijn, Matthijs. 1991b. « Status homogamy in the United States ». *American Journal of Sociology*. 97, 2 : 496–523.

Kalmijn, Matthijs. 1998. « Intermarriage and homogamy: Causes, patterns, trends ». *Annual Review of Sociology*. 24 : 395–421.

Kenworthy, Lane. 2004. « Egalitarian Capitalism ». New York : Russell Sage Foundation.

Mare, Robert D. 1991. « Five decades of educational assortative mating ». *American Sociological Review*. 56, 1 : 15–32.

Oppenheimer, Valerie K. 1997. « Women's employment and the gain to marriage: The specialization and trading model ». *Annual Review of Sociology*. 23 : 431–453.

Oppenheimer, Valerie K. 1994. « Women's rising employment and the future of the family in industrial societies ». *Population and Development Review*. 20, 2 : 293–342.

Qian, Zhenchao. 1998. « Changes in assortative mating: The impact of age and education, 1970-1990 ». *Demography*. 35, 3 : 279–292.

Qian, Zhenchao, et Samuel H. Preston 1993. « Changes in American marriage, 1971 to 1987: Availability and forces of attraction by age and education ». *American Sociological Review*. 58,4 : 482–495.

Raymo, James M., et Yu Xie. 2000. « Temporal and regional variation in the strength of educational homogamy ». *American Sociological Review*. 65, 5 : 773–781.

Rogers, Stacy J. 2004. « Dollars, dependency, and divorce: Four perspectives on the role of wives' income ». *Journal of Marriage and Family*. 66, 1 : 59–74.

Ruggles, Steven, Matthew Sobek, Trent Alexander, Catherine A. Fitch, Ronald Goeken, Patricia Kelly Hall, Miriam King, et Chad Ronnander. 2003. *Integrated Public Use Microdata Series: Version 3.0*. (Fichier de données lisibles par machine.) Minneapolis, MN : Historical Census Projects, University of Minnesota, Minnesota Population Center (producteur et distributeur), 2004. Télécharger de http://www.ipums.org.

Schoen, Robert, et Y. Alice Cheng. 2006. « Partner choice and the differential retreat from marriage ». *Journal of Marriage and Family*. 68, 1 : 1–10.

Schwartz, Christine R., et Robert D. Mare. 2005. « Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003 ». *Demography*. 42, 4 : 621–646.

Smits, Jeroen. 2003. « Social closure among the higher educated: Trends in educational homogamy in 55 countries ». *Social Science Research*. 32, 2 : 251–277.

Smits, Jeroen, Wout Ultee et Jan Lammers. 2000. « More or less educational homogamy? A test of different versions of modernization theory using cross-temporal evidence for 60 countries ». *American Sociological Review*. 65, 5 : 781–788.

Smits, Jeroen, Wout Ultee et Jan Lammers. 1998. « Educational homogamy in 65 countries: An explanation of differences in openness using country-level explanatory variables ». *American Sociological Review* 63, 2 : 264–285.

Statistique Canada. 2002. *Enquête sociale générale, cycle 15 : famille (2001).* (Fichier de données lisibles par machine.) Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. 1991. *Enquête sociale générale, cycle 5 : la famille et les amis (1990).* (Fichier de données lisibles par machine.) Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. 1975. *Recensement du Canada de 1971.* Fichier de microdonnées à grande diffusion sur la famille (fichier de données lisibles par machine). Ottawa : Statistique Canada.

Sweeney, Megan M. et Maria Cancian. 2004. « The changing importance of white women's economic prospects for assortative mating ». *Journal of Marriage and Family.* 66, 4 : 1015–1028.

Sweeney, Megan M. 2002. « Two decades of family change: the shifting economic foundations of marriage ». *American Sociological Review.* 67, 1 : 132–147.

Ultee, Wout C., et Ruud Luijkx. 1990. « Educational heterogamy and father-to-son occupational mobility in 23 industrial nations: General societal openness or compensatory strategies of reproduction? » *European Sociological Review.* 6, 2 : 125–149.

United States Deptartment of Commerce, Bureau of the Census. *2004 Survey of Income and Program Participation (SIPP) 2001 Panel.* (Wave 2 Topical Module Microdata file) (Fichier informatique). ICPSR release. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research (distributeur). 2004.

Wong, Raymond S. 2003. « To see or not to see: Another look at research on temporal trends and cross-national differences in educational homogamy ». *Taiwanese Journal of Sociology.* 31 : 47–91.

Xie, Yu. 1992. « The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables ». *American Sociological Review.* 57,3 : 380–395.

Yamaguchi, Kazuo. 1987. « Models for comparing mobility tables: Toward parsimony and substance ». *American Sociological Review.* 52, 4 : 482–494.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N^O 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* ***par Lars Osberg (Avril 1986)***

N^O 2 *Chômage et formation* ***par Garnett Picot (1987)***

N^O 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* ***par Michael C. Wolfson (Août 1987)***

N^O 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* ***par Garnett Picot (Hiver 1986)***

N^O 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)***

N^O 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* ***par Michael C. Wolfson (Mars 1990)***

N^O 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* ***par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)***

N^O 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* ***par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)***

N^O 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* ***par John Myles (Automne 1987)***

N^O 10 *La montée des conglomérats* ***par Jorge Niosi (1987)***

N^O 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* ***par K.E. Hamilton (1988)***

N^O 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* ***par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)***

N^O 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* ***par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)***

N^O 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* ***par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)***

N^O 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* ***par Réjean Lachapelle (1988)***

N^O 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* ***par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)***

N^O 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* ***par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)***

N^O 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* ***par Ray D. Bollman (Septembre 1988)***

N^O 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* ***par Geoff Rowe (Juillet 1988)***

N^O 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* ***par John S. Crysdale (Janvier 1989)***

N^O 21 *Consommation, revenus et retraite* ***par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)***

N^O 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N^O 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N^O 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N^O 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N^O 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N^O 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N^O 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N^O 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N^O 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N^O 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N^O 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N^O 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N^O 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N^O 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N^O 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N^O 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N^O 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N^O 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N^O 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N^O 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N^O 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N^O 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N^O 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N^O 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N^O 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N^O 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N^O 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N^O 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N^O 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N^O 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N^O 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N^O 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N^O 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N^O 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N^O 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N^O 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N^O 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* ***par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)***

N^O 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* ***par John S. Crysdale (1993)***

N^O 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* ***par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)***

N^O 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)***

N^O 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* ***par M. Corak (Janvier 1994)***

N^O 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* ***par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)***

N^O 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* ***parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)***

N^O 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* ***par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)***

N^O 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* ***par Michael C. Wolfson (Mai 1995)***

N^O 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* ***par Michael C. Wolfson (Juin 1995)***

N^O 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N^O 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N^O 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* ***par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)***

N^O 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* ***par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)***

N^O 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)***

N^O 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)***

N^O 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)***

N^O 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* ***par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)***

N^O 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* ***par John R. Baldwin (Février 1995)***

N^O 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* ***par Lars Osberg (Avril 1995)***

N^O 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)***

N^O 79 *Capital humain et emploi du temps* ***par Frank Jones (Juin 1995)***

N^O 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* ***par René Morissette (Juillet 1995)***

N^O 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* ***par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)***

N^O 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* ***par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)***

N^O 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)***

N^O 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)***

N^O 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)***

N^O 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)***

N^O 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (Novembre 1995)***

N^O 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* ***par John R. Baldwin (Octobre 1996)***

N^O 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)***

N^O 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)***

N^O 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* ***par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)***

N^O 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)***

N^O 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* ***par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)***

N^O 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* ***par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)***

N^O 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* ***par Andrew Heisz (Novembre 1996)***

N^O 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)***

N^O 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* ***par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)***

N^O 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)***

N^O 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* ***par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)***

N^O 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* ***par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)***

N^O 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* ***par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)***

N^O 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* ***par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)***

N^O 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)***

N^O 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* ***par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)***

N^O 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* ***par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)***

N^O 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* ***par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)***

N^O 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* ***par John R. Baldwin (Septembre 1997)***

N^O 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* ***par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)***

N^O 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* ***par Rachel Bernier (Décembre 1997)***

N^O 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* ***par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)***

N^O 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* ***par Myles Zyblock (Décembre 1997)***

N^O 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* ***par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)***

N^O 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)***

N^O 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N^O 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* ***par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)***

N^O 116 *Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?,* ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N^O 117 *Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N°118 *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger* ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N°119 *L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis* ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N°120 *Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie? Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie* ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N°121 *Un portrait des entrées et des sorties* ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N°122 *Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle* ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N°123 *L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises* ***(John Baldwin)***

N°124 *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis* ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N°125 *L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations* ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N°126 *Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment?* ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N°127 *Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques* ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N°128 *Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises* ***par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)***

N°129 *Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990* ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N°130 *Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux* ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N°131 *L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés* ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N°132 *Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce?* ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N°133 *L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada* ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N°134 *Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N°135 *Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents* ***par Miles Corak (Juin 9 1999)***

N°136 *Annuler*

N°137 *Innovation, formation et réussite* ***par John Baldwin (Octobre 1999)***

N°138 *L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada* ***par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)***

N°139 *La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada* ***par Aileen J. Thompson (avril 2000)***

N°140 *Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis?* ***par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)***

N°141 *Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990,* ***Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)***

N°142 *Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel,* ***par Ross Finnie (Août 2000)***

N°143 *Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises* ***par Guy Gellatly (Décembre 1999)***

N°144 *Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus* ***par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)***

N°145 *Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ?* ***par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)***

N°146 *Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ?* ***par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)***

N°147 *La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés* ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N°148 *Le marché du travail des années 1990* ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N°149 *Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes* ***par Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°150 *Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada* ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N°151 *Les multinationales et le processus d'innovation au Canada* ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N°152 *Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir* ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N°153 *Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural,* ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)***

N°154 *La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique,* ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)***

N°155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N°156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N°157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 Annulé

N° 162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N° 163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N° 164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N° 165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N° 166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N° 167 Annulé

N° 168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N° 169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N° 170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N° 171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N° 172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)***

N° 173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N° 175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N° 176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N°177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N°179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N°180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N°181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N°182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N°183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N°184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N°185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N°187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N° 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N° 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N° 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N° 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N° 193 *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N° 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)* ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N° 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 196 *Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens,* ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N°197 *Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada,* ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N° 198 *La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada,* ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N° 199 *Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada,* ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N° 200 *Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique,* ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

N°201 *Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?,* ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

N° 202 *Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources,* ***S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)***

N° 203 *Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail* ***par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)***

N° 204 *Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants,* ***par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)***

N° 205 *L'évolution des obstacles aux échanges et les entreprises canadiennes : survie et disparition après l'Accord de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis,* ***par Jen Baggs (28 avril 2004)***

N° 206 *Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto,* ***par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)***

N° 207 *Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi,* ***par Nathan Grawe (05 août 2003).***

N° 208 *Les anticipations concernant l'investissement sont-elles rationnelles?* ***par Chetan Dave (17 décembre 2004)***

N° 209 *Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis,* ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)***

N° 210 *Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires,* ***Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)***

N° 211-214 -- Annulé

N° 215 *Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies,* ***Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)***

N° 216 *Durée de la résidence dans les quartiers à faible revenue,* ***Marc Frenette, Garnett Picot et Roger Sceviour (janvier 2004)***

N° 217 *Le ratio de levier financier des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication : conséquences pour l'emploi et les inventaires,* ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (février 2004)***

N° 218 *Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada?* ***René Morissette (25 mars 2004)***

N° 219 *Croissance de l'inégalité du revenu pendant la reprise économique des années 1990 : Exploration de trois sources de données,* ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (9 juillet 2004)***

N° 219 REVISÉ : Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (16 décembre 2004)***

N° 220 Déterminants de la réussite ou de l'échec des établissements canadiens sur les marchés étrangers, selon une analyse de survie, ***Jean Bosco Sabuhoro et Yvan Gervais (5 mai 2004)***

N° 221 Immigration récente et formation de quartiers de minorités visibles dans les grandes villes canadiennes, ***Feng Hou (2 juillet 2004)***

N° 222 Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles, ***Garnett Picot, (15 juillet 2004)***

N° 223 Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite, ***Grant Schellenberg, (29 juin 2004)***

N° 224 Utilisation du transport en commun chez les immigrants, ***Andrew Heisz, Grant Schellenberg (13 mai 2004)***

N° 225 Explication de la détérioration des gains au niveau d'entrée des cohortes d'immigrants au Canada : 1966-2000 ***par Abdurrahman Aydemir et Mikal Skuterud (17 mai 2004)***

N° 226 Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : Que s'est-il passé pendant les années 1990? ***par Ross Finnie, Christine Laporte et Eric Lascelles (18 août 2004)***

N° 227 Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada, ***par Charles M. Beach et Ross Finnie (20 août 2004)***

N° 228 Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué, ***par Feng Hou et John Myles (27 septembre 2004)***

N° 229 Mouvements d'entrée et de sortie de la population dans les villes du Canada qui servent de portes d'entrée aux immigrants : étude comparative de Toronto, Montréal et Vancouver, ***par Ross Finnie et Larry S Bourne (13 septembre 2004)***

N° 230 Gains des couples très scolarisés et peu scolarisés, 1980-2000, ***par René Morissette et Anick Johnson (13 octobre 2004)***

N° 231 La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques, ***Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (octobre 2004)***

N° 232 Tendances des salaires relatifs des personnes très scolarisées dans une économie du savoir, ***par René Morissette, Yuri Ostrovsky et Garnett Picot (29 septembre 2004)***

N° 233 Domaines d'études postsecondaires et résultats sur le marché du travail canadien des immigrants et des non-immigrants, ***par Arthur Sweetman et Stephan McBride (28 octobre 2004)***

N° 234 Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien, ***par Arthur Sweetman (15 décembre 2004)***

N° 235 L'évolution de l'écart des gains entre les sexes chez les diplômés des universités canadiennes, ***par Ross Finnie et Ted Wannell (30 novembre 2004)***

N° 236 Importance des signaux de compétence pour l'obtention d'un emploi et de l'avancement, ***par Andrew Heisz et Philip Oreopoulos (5 janvier 2006)***

N° 237 Qui poursuit des études supérieures? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires, ***par Ross Finnie, Eric Lascelles et Arthur Sweetman (18 janvier 2005)***

N° 238 *Diminution de l'avantage des immigrants en matière de propriété : analyse de cycle de vie de la baisse de fortunes et de l'évolution de l'accession à la propriété chez les immigrants de Montréal, Toronto et Vancouver, 1981-2001* **par Michael Haan (3 février 2005)**

N° 239 *Les bons emplois disparaissent-ils au Canada ?* **par René Morissette et Anick Johnson (26 janvier 2005)**

N° 240 *L'inégalité du revenu et le faible revenu au Canada : une perspective internationale,* **par Garnett Picot et John Myles (10 février 2005)**

N° 241 *Quartiers ethniques et croissance des gains des immigrants de sexe masculin de 1981 à 1996,* **par Casey Warman (25 février 2005)**

N° 242 *Faire la transition : les répercussions du passage de l'école primaire à l'école secondaire sur le rendement scolaire et l'adaptation psychologique des adolescents,* **par Garth Lipps (1 mars 2005)**

N° 243 *Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990?* **par Marie Drolet (15 février 2005)**

N° 244 *L'accès aux études postsecondaires est-il plus équitable au Canada ou aux États Unis?* **par Marc Frenette (15 mars 2005)**

N° 245 *Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie,* **par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005)**

N° 246 ***Sommaire de :****Recours à l'assistance sociale au Canada : tendances nationales et provinciales en matière d'incidence, d'entrée et de sortie,* **par Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (30 mai 2005) – Internet seulement**

N°247 *Effet intergénérationnel de la sélection et de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants* **par Nina Ahmed (15 avril 2005)**

N° 248 *Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans,* **par René Morissette et Garnett Picot (25 avril 2005)**

N° 249 ***Sommaire de :*** *Le travail peu rémunéré et les familles économiquement vulnérables depuis 20 ans,* **par René Morissette et Garnett Picot (25 avril, 2005) – Internet seulement**

N° 250 *Comment expliquer l'augmentation de la recherche d'emploi en cours d'emploi,* **par Mikal Skuterud (29 avril 2005)**

N° 251 *Législation canadienne de l'école obligatoire et incidence sur les années de scolarité et le futur revenu du travail,* **par Philip Oreopoulos (19 mai, 2005)**

N° 252 *Les immigrants achètent-ils pour s'intégrer? : Le rôle du regroupement ethnique dans la propension à devenir propriétaire chez douze groupes d'immigrants à Toronto, 1996 à 2001,* **par Michael Haan (26 mai, 2005)**

N° 253 ***Sommaire de :*** *Les immigrants achètent-ils pour s'intégrer? : Le rôle du regroupement ethnique dans la propension à devenir propriétaire chez douze groupes d'immigrants à Toronto, 1996 à 2001,* **par Michael Haan (26 mai, 2005) – Internet seulement**

N° 254 *Destinations initiales et redistribution des principaux groupes d'immigrants au Canada : changements au cours des deux dernières décennies,* **par Feng Hou (29 juin 2005)**

N° 255 ***Sommaire de :****Destinations initiales et redistribution des principaux groupes d'immigrants au Canada : changements au cours des deux dernières décennies,* **par Feng Hou (29 juin 2005) – Internet seulement**

N° 256 *Libéralisation des échanges, rentabilité et levier financier,* **par Jen Baggs et James A.Brander (22 juin 2005)**

N° 257 ***Sommaire de :*** *Libéralisation des échanges, rentabilité et levier financier,* ***par Jen Baggs et James A.Brander (22 juin, 2005) – Internet seulement***

N° 258 *Réductions tarifaires et emploi dans le secteur de la fabrication au Canada, 1988 à 1994,* ***par Sébastien LaRochelle-Côté (22 juin 2005)***

N° 259 ***Sommaire de :*** *Réductions tarifaires et emploi dans le secteur de la fabrication au Canada, 1988 à 1994,* ***par Sébastien LaRochelle-Côté (22 juin, 2005) – Internet seulement***

N°260 *Entreprises, industries et assurance-chômage : une analyse des données sur les employeurs et les employés recueillies au Canada,* ***par Miles Corak and Wen-Hao Chen (30 juin 2005)***

N° 261 *En famille : modèle simultané du style parental et de la conduite de l'enfant,* ***par Peter Burton, Shelley Phipps and Lori Curtis (2 août 2005)***

N° 262 *Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles : Mise à jour 2005,* ***par Garnett Picot et Arthur Sweetman (27 juin 2005) – révision de l'étude n°. 222 relâchée en juillet 2004***

N° 263 *L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels* ***par Marc Frenette (27 septembre 2005)***

N° 264 ***Sommaire de*** *: L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels* ***par Marc Frenette (27 septembre 2005) – Internet seulement***

N° 265 *L'instabilitié des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001,* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (2 novembre 2005)***

N° 266 ***Sommaire de*** *: L'instabilitié des gains familiaux et du revenu familial au Canada, 1986 à 1991 et 1996 à 2001,* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (2 novembre 2005) – Internet seulement***

N° 267 *Mobilité intergénérationnelle des gains chez les enfants des immigrants au Canada* ***par Abdurraham Aydemir, Wen-Hao Chen et Miles Corak (25 octobre 2005)***

N° 268 *L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada,* ***par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray (7 février 2006)***

N° 269 ***Sommaire de*** *: L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada,* ***par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray (7 février 2006) – Internet seulement***

N° 270 *Différences entre les distributions du rendement scolaire au secondaire : le rôle de la taille de la classe et du temps d'enseignement,* ***par Miles Corak et Darren Lauzon (22 novembre 2005)***

N° 271 *Règles relatives à la retraite obligatoire et décisions de retraite des professeurs d'université au Canada,* ***par Christopher Worswick (05 décembre 2005)***

N° 272 *Amour et argent : mobilité intergénérationnelle et appariement conjugal d'après le revenu des parents,* ***par Jo Blanden (08 décembre 2005)***

No 273 *Retour et reprise de migration chez les hommes en âge de travailler,* ***par Abdurrahman Aydemir et Chris Robinson (1 mars 2006)***

N° 274 *Nouvelle analyse des tendances récentes de l'inégalité du revenu après impôt au Canada au moyen des données de recensement,* ***par Marc Frenette, David Green et Kevin Milligan (27 février 2006).***

N° 275 *Importance de la littératie fonctionnelle : Compétences en lecture et en mathématiques et résultats sur le marché du travail des décrocheurs du secondair,* ***par Ross Finnie et Ronald Meng (27 mars 2006)***

N° 276 *La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada,* ***par Xuelin Zhang et Boris Palameta (24 mars 2006)***

N° 277 ***Sommaire de :*** *La poursuite des études à l'âge adulte et ses répercussions sur les gains au Canada,* ***par Xuelin Zhang et Boris Palameta (24 mars 2006) – Internet seulement***

N° 278 *Instabilité des heures de travail au Canada,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (29 mars 2006)***

N° 279 ***Sommaire de :*** *Instabilité des heures de travail au Canada,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (29 mars 2006) – Internet seulement***

N° 280 *Effets incitatifs associés à l'aide sociale : approche de discontinuité de la régression,* ***par Thomas Lemieux et Kevin Milligan (14 juin 2006)***

N° 281 *Le revenu et les résultats des enfants,* ***par Shelley Phipps et Lynn Lethbridge (11 mai 2006)***

N° 282 *Pourquoi l'emploi et les gains ont-ils augmenté chez les mères seules durant les années 1980 et 1990?* ***par John Myles, Feng Hou, Garnett Picot et Karen Myers (07 juin 2006)***

No 283 *Est-ce que les universités profitent à la population locale de jeunes? Résultats provenant de la fréquentation des universités et des collèges, et des gains des diplômés suivant la création d'une nouvelle université,* ***par Marc Frenette (25 janvier 2007)***

N° 284 *Ensembles de données nationales : Sources d'information sur la garde des enfants au Canada,* ***par Dafna E. Kohen, Barry Forer et Clyde Hertzman (19 juin 2006)***

N° 285 *À venir*

N° 286 *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite des familles canadiennes, 1986 à 2003,* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (26 septembre 2006)***

N° 287 *Concurrence sur le marché des produits et coûts de délégation,* ***par Jen Baggs et Jean-Etienne de Bettignies (4 décembre 2006)***

N° 288 *Mobilité internationale : données sur les taux de sortie et de retour des Canadiens, 1982 à 2003,* ***par Ross Finnie (17 novembre 2006)***

N° 289 *Mobilité internationale : analyse longitudinale des effets sur les gains individuels,* ***par Ross Finnie (18 janvier 2007)***

N° 290 *À venir*

N° 291 *Les pertes de gains des travailleurs déplacés : données canadiennes extraites d'une importante base de données sur les fermetures d'entreprises et les licenciements collectifs,* ***par René Morissette; Xuelin Zhang and Marc Frenette (16 janvier 2007)***

N° 292 *L'incidence des caractéristiques d'une université sur les résultats professionnels après le diplôme : témoignages de trois cohortes canadiennes récemment diplômées,* ***par Julian betts, Christoper Ferrall et Ross Finnie (26 février 2007)***

N° 293 *Comprendre les différences régionales dans les heures de travail,* ***par Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (22 janvier 2007)***

N° 294 *Le faible revenu chronique et la dynamique du faible revenu chez les nouveaux immigrants,* ***par Garnett Picot, Feng Hou et Simon Coulombe (30 janvier 2007)***

N° 295 *Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université? Analyse fondée sur les aptitudes aux études, l'influence des parents et les contraintes financières,* ***par Marc Frenette (8 février 2007)***

N° 296 *Différences entre les sexes relativement aux départs volontaires et à l'absentéisme au Canada,* ***par Xuelin Zhang (23 février 2007)***

N° 297 *L'instabilité du revenu des parents seuls, des célibataires et des familles biparentales au Canada, 1984 à 2004* ***par René Morissette et Yuri Ostrovsky (29 mars 2007)***

N° 298 *Inégalité et redistribution du revenu au Canada : 1976 à 2004,* ***par Andrew Heisz (11 mai 2007)***

N° 299 *L'évolution du rôle de l'éducation dans le choix du conjoint : homogamie éducationnelle au Canada et aux États-Unis depuis les années 1970,* ***par Feng Hou et John Myles (18 mai 2007)***